Document généré le 13 juil. 2025 03:36

Management international
International Management
Gestiòn Internacional

Diversité des conseils d'administration et volatilité boursière des firmes en France
Board diversity and stock return volatility of firms in France
Diversidad de consejos de administración y volatilidad bursátil de las empresas en Francia

Jerome Maati et Christine Maati-Sauvez

Volume 26, numéro 6, 2022

URI : https://id.erudit.org/iderudit/1095753ar
DOI : https://doi.org/10.7202/1095753ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal
Université Paris Dauphine

ISSN

1206-1697 (imprimé)
1918-9222 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Maati, J. & Maati-Sauvez, C. (2022). Diversité des conseils d'administration et volatilité boursière des firmes en France. *Management international / International Management / Gestiòn Internacional*, *26*(6), 133–162. https://doi.org/10.7202/1095753ar

Résumé de l'article

Cette étude analyse l'impact de la diversité du profil des administrateurs sur la volatilité boursière des firmes cotées en France. Empiriquement, la diversité et chacun de ses composants, excepté l'âge, réduisent cette volatilité. Ce phénomène s'explique par l'adoption par les conseils d'administration diversifiés d'une politique de financement moins risquée et plus persistante. La diversité modère aussi les décisions des firmes ayant des opportunités de croissance et permet de pallier l'insuffisance de surveillance du dirigeant suite à une trop faible présence d'administrateurs indépendants. Par contre, elle accroît la volatilité boursière des firmes les plus innovantes.

© Management international / International Management / Gestión Internacional, 2023

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

Diversité des conseils d'administration et volatilité boursière des firmes en France

Board diversity and stock return volatility of firms in France

Diversidad de consejos de administración y volatilidad bursátil de las empresas en Francia

Jerome Maati
Université Polytechnique Hauts-de-France — IAE Valenciennes, LARSH
jerome.maati@wanadoo.fr

Christine Maati-Sauvez
Université Polytechnique Hauts-de-France — IAE Valenciennes, LARSH
christine.maati-sauvez@uphf.fr

RÉSUMÉ

Cette étude analyse l'impact de la diversité du profil des administrateurs sur la volatilité boursière des firmes cotées en France. Empiriquement, la diversité et chacun de ses composants, excepté l'âge, réduisent cette volatilité. Ce phénomène s'explique par l'adoption par les conseils d'administration diversifiés d'une politique de financement moins risquée et plus persistante. La diversité modère aussi les décisions des firmes ayant des opportunités de croissance et permet de pallier l'insuffisance de surveillance du dirigeant suite à une trop faible présence d'administrateurs indépendants. Par contre, elle accroît la volatilité boursière des firmes les plus innovantes.

Mots-Clés : diversité, conseil d'administration, gouvernance, volatilité boursière, risque

Abstract

This study analyzes the impact of director heterogeneity on stock return volatility of public companies in France. Empirically, diversity and each of its components, except age, reduce this volatility. This phenomenon is explained by a less risky and more persistent financing policy adopted by diverse boards. The moderating effect of board diversity on firm risk increases with the growth opportunities. Diversity makes it possible to compensate for the lack of manager's supervision resulting from a too low proportion of independent directors. On the other hand, it increases the stock return volatility of the most innovative firms.

Keywords: diversity, board of directors, governance, stock return volatility, risk

Resumen

Esta investigación analiza el impacto de la diversidad del perfil de los consejeros sobre la volatilidad bursátil de las sociedades cotizadas en Francia. Empíricamente, la diversidad y cada uno de sus componentes, excepto la edad, reducen esta volatilidad. Este fenómeno se explica por la adopción por los diversos directorios de una política de financiamiento menos riesgosa y más persistente. La diversidad también modera las decisiones de las empresas con oportunidades de crecimiento y permite compensar la falta de supervisión del administrador ante la escasa presencia de consejeros independientes. Por otro lado, aumenta la volatilidad bursátil de las empresas más innovadoras.

Palabras Clave: diversidad, consejo de administración, gobernanza, volatilidad bursátil, riesgo

Remerciements : Les auteurs tiennent à remercier les trois évaluateurs anonymes de la revue ainsi que les co-rédacteurs en chef pour leurs suggestions et remarques très précieuses. Les éventuelles erreurs restantes relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Pour citer cet article : Maati, J. & Maati-Sauvez, C. (2022). Diversité des conseils d'administration et volatilité boursière des firmes en France. *Management international-Mi*, 26(6), 133-162.

DOI: https://doi.org/10.7202/1095753ar

Dans nombre de pays développés, les médias et les pouvoirs politiques ont récemment porté une attention croissante à la diversité de genre des conseils d'administration (CA ci-après) afin qu'ils reflètent la distribution de genre observée dans la population, sans souci d'efficacité. Cela s'est parfois traduit par des lois (loi Copé-Zimmermann, 2011 pour la France). La recherche académique en gestion a accompagné ce mouvement en se focalisant sur l'influence du genre sur le fonctionnement et l'efficacité du CA mesurée par sa performance (Francoeur *et al.*, 2008).

Pour autant, d'autres dimensions de la diversité que le genre peuvent influer sur la prise de décision des groupes (Williams et O'Reilly, 1998), particulièrement du CA (Baranchuk et Dybvig, 2009) et mériteraient d'être prises en considération. De rares études empiriques existent à ce propos (Anderson *et al.*, 2011; Maati et Maati-Sauvez, 2016; Gray et Nowland, 2017). Et l'influence de la diversité sur le fonctionnement du CA a peut-être d'autres conséquences que sur la seule performance de la firme, notamment sur la volatilité du cours des actions (Berger *et al.*, 2014; Giannetti et Zaho, 2016; Bernile *et al.*, 2018; Harjoto *et al.*, 2018).

Cette étude vise à combler ces manques en considérant l'aspect plural de la diversité des profils des administrateurs. Il s'agit aussi de s'intéresser aux conséquences de cette diversité sur le fonctionnement du CA en termes de volatilité de la performance boursière et non de rentabilité financière ou de valeur de l'entreprise. Une telle influence peut s'expliquer par l'existence d'erreurs de jugement individuelles, de coûts de communication et de coordination. La diversité des opinions favorise les politiques les moins extrêmes pour parvenir à un consensus, contrairement aux décisions individuelles (Sah et Stiglitz, 1986, 1991). Les dirigeants puissants sont amenés à prendre des décisions idiosyncratiques générant un accroissement du risque (Adams *et al.*, 2005). La diversité du CA pourrait ainsi réduire le risque d'erreurs de jugement individuelles et permettre un meilleur contrôle du dirigeant, donc aboutir à des décisions moins extrêmes, réduisant par la même la volatilité boursière. Toutefois, la diversité peut exacerber les conflits et perturber le processus de prise de décision, complexifiant l'obtention du consensus, d'où une volatilité supérieure des résultats (Arrow, 1951).

Analyser l'influence de la diversité du CA sur la volatilité est particulièrement important du point de vue managérial car la gestion des risques est une prérogative du CA en France (code AFEP-MEDEF) comme aux USA (règle 3D 9098 US SEC) par exemple. Il doit être capable de contrôler et conseiller le dirigeant dans cette dimension. Or, la prise de décision de groupe peut dépendre des caractéristiques des participants. La diversité elle-même est requise par les codes de gouvernance. D'où notre question de recherche : la diversité du CA influe-t-elle sur la volatilité boursière des entreprises cotées en France ?

À partir d'un panel constitué de 214 firmes françaises de 2012 à 2016, nous utilisons un indice de diversité basé sur 5 facteurs regroupés en deux composantes : diversités de surface (genre et âge) et profonde (formation, expertise financière et expérience transversale de l'administrateur). Nous recourrons à la méthode des doubles moindres carrés (DMC ci-après) en panel compte tenu des problèmes d'endogénéité de la composition du CA. La localisation géographique est utilisée comme variable instrumentale (Anderson *et al.*, 2011; Knyazeva *et al.*, 2013; Gray et Nowland, 2017).

Nous montrons que la diversité du CA est positivement reliée au nombre d'administrateurs potentiels locaux et qu'une diversité accrue réduit la volatilité boursière. Chacun des composants de la diversité, hors l'âge, amoindrit cette volatilité. La diversité des administrateurs modère la volatilité des actions des firmes ayant des opportunités de croissance. Il en est de même lorsqu'il y a peu d'administrateurs indépendants, palliant l'insuffisance de surveillance du dirigeant. Elle augmente la volatilité des firmes ayant des dépenses de R&D. Ces deux effets subsistent pour chaque composant. La diversité annule aussi l'influence positive d'un environnement très perturbé sur la volatilité boursière. De plus, elle a une incidence sur la politique de financement définissant la prise de risque ex-ante de l'entreprise. Elle contribue à la stabilité de la seule politique d'endettement et favorise le financement par fonds propres. Nous montrons enfin que les diversités de surface (hors âge) et profonde (hors formation) stabilisent la seule politique d'endettement.

Cette étude enrichit la littérature existante au travers de plusieurs aspects. Nous contribuons d'abord à une littérature empirique grandissante sur l'influence de la structure du CA et des attributs de ses membres sur la performance de la firme (Anderson *et al*, 2011) et sur la volatilité des rentabilités des actions (Bernile *et al*, 2018; Giannetti et Zhao, 2016; Cheng, 2008). Nos travaux aident à comprendre l'absence de consensus quant à l'influence de la diversité des CA sur la performance pouvant provenir du fait que la diversité impacte la volatilité

des cours boursiers. Il s'agit aussi de mieux appréhender la prise de décision des groupes. Contraints au compromis, les membres du CA prennent des décisions moins extrêmes et, in fine, sont associées à une volatilité boursière moindre (Cheng, 2008). En outre, notre étude montre pour la première fois que la diversité des CA dépend de l'étendue du vivier local des administrateurs potentiels en France. Notre article aide aussi à comprendre les déterminants de la volatilité boursière qui peut être affectée par les politiques d'investissement et de financement ainsi que par les caractéristiques de la firme. Nous soulignons le rôle du processus décisionnel du CA dans l'évolution du risque des firmes.

Des méta-analyses ont montré que les différents aspects de la diversité ont des impacts spécifiques sur la performance des groupes (Webber et Donahue, 2001) et que la combinaison de plusieurs aspects de diversité peut remettre en cause la significativité de la relation entre diversité et performance du groupe (Joshi et Roh, 2009). Notre étude contribue aussi à cet axe de recherche.

Enfin, il s'agit de la première étude relative à l'influence de la diversité des administrateurs sur la variabilité de la rentabilité des actions sur le marché français. L'examen des théories de gouvernance dans des contextes autres qu'anglo-saxons constitue un test alternatif de leur validité. La France est en effet un pays de droit civil où la protection des investisseurs est jugée faible (La Porta *et al et al*., 2002). La propriété familiale et étatique est répandue (Dardour et Boussaada, 2017), l'actionnariat est concentré (Broye et Schatt, 2003), le droit de propriété et de contrôle est élevé, le marché des offres publiques demeure un instrument de gouvernance virtuel (Charreaux et Wirtz, 2007). En outre, les participations croisées dans les CA des plus grandes entreprises sont nombreuses (Yeo *et al*., 2003) et le processus de recrutement de leurs PDG est critiqué. Il s'ensuit une possible expropriation des actionnaires minoritaires par les actionnaires dominants (Faccio et Lang, 2002) et un soupçon de faible efficacité de la discipline émanant du système de gouvernance d'entreprise (Charreaux et Wirtz, 2007). À la différence de ses homologues anglo-saxons, le législateur national est aussi intervenu pour promouvoir les femmes dans les CA. Les différences existantes entre les systèmes de gouvernance d'entreprise, dont certains aspects sont nettement apparus lors de la publication des premiers codes de gouvernance (Tunc, 1994), peuvent donc influer sur le rôle et la composition du CA. Même si une convergence peut être observée, le système et les structures de gouvernance français restent caractérisés par des particularismes locaux (Boncori, 2015). Le CA ne défend pas le seul intérêt des actionnaires comme dans les pays de droit commun (USA, Royaume-Uni, etc.) mais l'intérêt social. De plus en plus fréquemment, la rémunération des dirigeants tient compte de critères extra-financiers et plus seulement d'une part variable indexée sur la valeur des actions. La participation au capital de l'État en France concourt aussi à la recherche de justice sociale (Dardour et Boussaada, 2017).

En termes d'implications managériales, cet article vise à aider les investisseurs et autres parties prenantes à élaborer une politique de recrutement des administrateurs selon leurs besoins en matière de gouvernance disciplinaire et cognitive[1]. En effet, la diversité des CA peut avoir un effet modérateur sur la volatilité des résultats des entreprises françaises mais avoir également des conséquences dysfonctionnelles sur les processus. Nos résultats devraient également être instructifs pour les régulateurs, des exigences uniformes sur la structure du CA et les attributs de ses membres pouvant être contre-productives.

La section suivante présente une revue de la littérature permettant de déduire les hypothèses de l'étude. Nous décrivons ensuite les données et la méthodologie et, enfin, nous présentons les résultats avant de conclure.

Revue de la littérature

Du point de vue théorique, deux visions s'opposent quant à l'influence de la diversité des groupes humains sur le niveau de risque découlant des décisions collectives. La première, qui suggère une influence négative, émane des travaux fondateurs de Sah et Stiglitz (1986, 1991). Leur modèle formel tient compte d'erreurs provenant des jugements individuels, de coûts de communication et de capacités de traitement des informations idiosyncratiques. Il montre que la diversité des opinions qui en résulte conduit les groupes humains, comparativement aux individus, à rejeter les projets risqués au profit de politiques moins extrêmes pour parvenir à un consensus. Empiriquement, les études en

1. Selon la perspective disciplinaire, le système de gouvernance vise à contrôler et orienter les décisions du dirigeant afin de protéger les intérêts des actionnaires. Selon la perspective cognitive, il s'agit de favoriser la création et l'échange de ressources cognitives afin que l'équipe dirigeante améliore sa prise de décision (Wirtz, 2006).

psychologie sociale montrent que la diversité des cultures, des formations et des expériences génère une hétérogénéité des préférences, des perspectives et des croyances des membres d'un groupe. Cela peut affecter le processus de décision collectif, notamment quant au niveau de risque qui en est issu car la décision finale du groupe résulte d'un compromis (Moscovici et Zavalloni, 1969). En finance, des études ont aussi validé l'existence d'un lien négatif entre diversité des instances dirigeantes et niveau de risque. Selon Bernile *et al.*, cette relation peut s'expliquer par des décisions ex ante moins erratiques en matière de politique de financement et d'investissement. D'une part, la diversité accroit la persistance de ces politiques à court et moyen terme. D'autre part, elle conduit les CA à adopter des politiques de financement moins risquées au travers d'un endettement moindre et d'une distribution de dividendes plus favorable aux actionnaires. Pour Cheng (2008), un CA plus grand est associé à une volatilité moindre de la performance car les erreurs de décisions individuelles des administrateurs se compensent. Selon Adams *et al.* (2005), le dirigeant puissant n'a pas à négocier avec les autres membres de l'équipe dirigeante, augmentant par là même la variabilité des résultats de la firme. L'existence de conflits d'intérêts peut aussi expliquer la baisse de la variabilité de la performance au travers du pouvoir du dirigeant. Pour Bertrand et Mullainathan (2003), les dirigeants protégés par des lois anti-OPA s'impliquent moins dans des restructurations d'unités de production, sources de risque. Les PDG puissants cherchent aussi à amoindrir la surveillance exercée par le CA à leur encontre en limitant l'hétérogénéité de celui-ci (Anderson *et al.*). Pour Bernile *et al.*, l'effet modérateur de la diversité sur le risque est négativement associé à la proportion d'administrateurs cooptés et à l'ancienneté des membres du CA, obérant leur capacité de surveillance.

Le recours à la diversité s'avère d'autant plus bénéfique que le profil de l'entreprise est risqué. En effet, la diversité des groupes élargit les perspectives, permettant de résoudre plus efficacement les problèmes rencontrés (Hong et Page, 2004) et d'innover de façon plus prononcée (Cao *et al.*, 2016). Pour Bernile *et al.*, elle est d'ailleurs particulièrement efficace pour réduire le risque des firmes ayant des dépenses de R&D élevées ou de nombreuses opportunités de croissance. La diversité peut aussi générer des conflits et réduire la cohésion du groupe (Hambrick *et al.*, 1996). Incapable de parvenir à un consensus sur des politiques risquées, les décisions des CA diversifiés peuvent alors conduire à une prise de risque moindre au détriment des actionnaires.

La vision théorique alternative estime au contraire que la diversité du groupe humain peut accroître le risque. Loin d'aboutir à des décisions médianes, la diversité des administrateurs pourrait créer des conflits, réduire leurs efforts et leur engagement et aboutir à des décisions imprévisibles. Le modèle d'Arrow (1951) montre que l'hétérogénéité des individus peut même empêcher l'émergence d'une agrégation collective des préférences individuelles, permettant l'introduction d'alternatives nouvelles et la manipulation des résultats. Ces derniers peuvent alors être plus erratiques. Empiriquement, Giannetti et Zhao observent que la volatilité des rentabilités boursières est plus importante lorsque le CA est diversifié, ce qui engendre une prise de décision plus erratique. Cette volatilité supérieure est indépendante des politiques de financement et d'investissement ex ante. Les stratégies de ces firmes sont moins persistantes et moins conformes à celles de leurs pairs du même secteur d'activité. Le turnover plus élevé des dirigeants et des administrateurs ne semble pas lié à la performance de l'entreprise mais plutôt à l'existence de conflits lors des réunions du CA. Ces dernières sont aussi plus nombreuses, suggérant des difficultés à agréger les diverses préférences. Des administrateurs diversifiés peuvent ainsi avoir des difficultés à communiquer et à s'entendre. Ils peuvent également être en désaccord sur le caractère urgent d'un problème à traiter et sur les politiques à mettre en œuvre afin d'atteindre les objectifs. Les frictions à l'intérieur du CA risquent d'allonger inutilement le processus de prise de décision (Hambrick *et al.*, 1996). Ainsi, pour Bernile *et al.*, l'effet modérateur de la diversité sur le risque diminue dans un contexte boursier plus volatil où une prise de décision rapide peut être avantageuse pour la firme.

Les différents pans de la littérature académique conduisant à des visions opposées de l'impact de la diversité du CA, sur la variabilité de la performance des firmes, nous considérons l'hypothèse :

Hypothèse 1 : la diversité du CA influence la variabilité de la performance boursière de la firme

La diversité étant multidimensionnelle, se pose la question de savoir s'il existe un effet individuel de ses divers composants au-delà d'un possible effet combiné. Ce dernier est caractérisé par l'existence d'un impact positif ou négatif de la diversité globale sur la volatilité sans que ses composants n'influent significativement sur cette dernière. Du point de vue théorique, Baranchuk et

Dybvig (2009), au travers d'un modèle incorporant une diversité multidimensionnelle liée aux préférences des administrateurs, aux mesures incitatives et à l'accès à l'information, montrent que l'effet combiné de ces différentes sources de diversité affecte la réalisation du consensus nécessaire au bon fonctionnement d'un CA, plus que toute autre dimension individuelle. En adoptant la vision duale de la diversité (Milliken et Martins, 1996; Harrison *et al*., 1998), il est possible de distinguer la diversité de surface, reposant sur des caractéristiques observables, de la diversité profonde, faisant référence à des attributs non visibles. Bernile *et al*. traitent empiriquement cette problématique au travers d'un indice de diversité mêlant des facteurs démographiques (genre, âge et ethnie) et cognitifs (formation, expérience financière et nombre de mandats). Ils corroborent la théorie de Baranchuk et Dybvig (2009) en montrant qu'aucun composant de la diversité ne détermine à lui seul la relation négative observée entre l'indice de diversité et la volatilité boursière. De plus, leur effet combiné sur le risque demeure négatif lorsque l'un des composants est exclu de l'indice.

La recherche académique a toutefois montré empiriquement qu'il pouvait exister une relation spécifique entre les attributs de surface et la propension à prendre des risques. L'appétence au risque des femmes est généralement considérée comme plus faible que celle des hommes, même si cette différence diminue avec l'âge (Byrnes *et al*., 1999). En matière de gouvernance, le risque de la firme est inversement lié à la féminisation des CA pour Farrell et Hersch (2005) alors qu'Adams et Funk (2012) montrent qu'elles sont plus enclines à prendre des risques. Dans le secteur bancaire, les dirigeantes sont associées à un risque plus élevé, cet effet n'étant imputable qu'à leur moindre expérience de direction (Berger *et al*., 2014).

Concernant le second attribut de la diversité de surface, à savoir l'âge, la tolérance au risque tend à diminuer avec celui-ci, notamment en termes de comportement d'investissement (Bucciol et Miniaci, 2011). Ceci s'explique par de meilleurs connaissances en matière de risque (Grable *et al*., 2009) et une expérience acquise réduisant la volonté d'assumer des risques (Josef *et al*., 2016). Pour Berger *et al*. (2014), les banques assument davantage de risque de portefeuille si leurs dirigeants sont jeunes. Toutefois, Golden et Zajac (2001) constatent que l'âge moyen des administrateurs est positivement lié au changement stratégique. Pour eux, les membres du CA doivent avoir des capacités, une expérience et une confiance suffisantes pour impulser un changement stratégique, caractéristiques typiques des administrateurs plus âgés. Ainsi, l'aversion au risque diminue à mesure que leur âge moyen augmente, d'où une prise de risque supérieure (Chok et Sun, 2007).

La recherche académique a aussi révélé qu'il pouvait exister une relation entre la propension à prendre des risques et les attributs profonds, associés aux processus basés sur l'élaboration ou l'échange, le traitement et l'intégration d'informations entre les membres du groupe (Pelled *et al*., 1999). Les attributs tels que l'expérience en tant qu'administrateur, la formation et l'expertise financière peuvent élargir la base de ressources cognitives d'une équipe, ses connaissances, compétences et aptitudes collectives. L'accumulation de mandats d'administrateur réduit le temps de collecte et d'analyse de l'information, obérant l'aptitude à contrôler et conseiller le dirigeant (Fich et Shivdasani, 2006). La latitude accrue du PDG conduit alors à des performances plus variables de la firme (Adams *et al*., 2005). Cela permet toutefois, pour Carpenter et Westphal (2001), d'élargir le réseau des administrateurs, de mieux contrôler et conseiller la direction. Pour Nicholson et Kiel (2007), ces liens peuvent fournir à la firme des ressources externes, mais aussi réduire les menaces extérieures et l'incertitude, amoindrissant alors la variabilité de la performance de la firme.

L'hétérogénéité des formations accroit la diversité des attitudes, des perspectives et des connaissances, améliorant la prise de décision. Les débats plus constructifs favorisent le conseil et le contrôle du dirigeant et, in fine la baisse du risque de la firme (Priem *et al*., 1995). Mais Jehn *et al*. (1997) estiment que la diversité des formations amoindrit la coordination des activités et contraint fortement l'échange d'informations. Pour Giannetti *et al*., l'absence de consensus peut rendre erratiques les résultats de la firme.

L'expertise financière permet une meilleure compréhension du fonctionnement de la firme et des risques sous-jacents aux politiques managériales. Les banques n'ayant pu identifier et contrôler les risques par manque de compétences financières dans leur CA ont enregistré les plus grandes pertes en 2008 (Hau et Thum, 2009). Dans une perspective d'agence, Minton *et al*. (2014) estiment néanmoins que le risque des banques est positivement associé à l'expertise financière, celle-ci permettant aux administrateurs de mieux évaluer les politiques risquées favorisant les actionnaires.

Dans la perspective de Baranchuk et Dybvig (2009), nous considérons l'hypothèse suivante :

Hypothèse 2 : seul l'effet combiné des composants de la diversité influe sur la variabilité de la performance boursière de la firme

Les données et la méthodologie

L'échantillon

Pour constituer l'échantillon, toutes les entreprises disposant d'un code d'identification de valeur boursière ISIN de nationalité française cotées sur Euronext Paris, compartiments A, B et C de 2012 à 2016 ont été retenues dans une première étape (*cf.* annexe 1) pour un total de 2 408 sociétés-années. La base de données Factset procure les informations boursières et comptables ainsi que celles relatives aux structures de gouvernance et aux caractéristiques des administrateurs (avec BoardEx et marginalement les rapports annuels). Un double filtre a ensuite été appliqué dans une seconde étape. Le premier consistait à écarter les banques, compagnies d'assurance et sociétés financières en raison de leurs spécificités (secteurs 44 et 45 selon la typologie des 49 secteurs d'activité de Fama-French : ci-après FF-49), ainsi que les sociétés pour lesquelles l'identité des membres du CA n'était pas renseignée, soit 148 firmes-années. Le second filtre a éliminé les entreprises pour lesquelles manquait au moins une observation entre 2012 et 2016, empêchant par là même le cylindrage du panel[2], soit 1 190 sociétés-années. A l'issue de cette seconde étape, l'échantillon final regroupe 214 sociétés, 1 070 sociétés-années et 9 369 administrateurs-années. Une winsorisation des variables VolatTotQuotAdj, R&D/Actif et MtoB (*cf.* annexe 2 : définition et mesure des variables) a été effectuée aux 3ème et 97ème centiles afin de traiter les valeurs extrêmes. L'INSEE publie les données économiques.

D'après le tableau 1-A (*cf.* définitions des variables en annexe 2), le niveau moyen de volatilité totale quotidienne en France est inférieur à celui observé aux USA (34,58 en moyenne contre 43,16 selon Bernile *et al.* et 44,80 pour Bartram *et al.*, 2012).

2. Le cylindrage de l'échantillon pouvant engendrer un biais de sélection, les résultats doivent être interprétés avec précaution.

La taille des firmes, fortement dispersée, est égale en moyenne à 7 071 mEUR, inférieure à celle des firmes US : 15 195 mUSD. Il existe en moyenne 8,76 administrateurs par CA âgés de 59 ans, dont 26,5 % de femmes en France contre 9,66 administrateurs âgés de 60 ans, dont 10,4 % de femmes aux USA (Bernile *et al.*). Comparativement à d'autres études sur le marché français, la taille du CA est plus faible : 11,15 pour Dardour et Boussaada (2017) ou 11,61 pour Nekhili *et al.* (2017). Le pourcentage de femmes est plus important : 26,50 % contre 8,85 % pour Nekhili *et al.* (2017). Les différences d'échantillonnage (périodes, observations) peuvent expliquer ces divergences. Le cumul des fonctions de président et de directeur général est courant en France car plus de la moitié des firmes (58 %) y ont recours, valeur proche des observations de Hollandts *et al.* (2015), Dardour et Boussaada (2017) ou Nekhili *et al.* (2017). Ceci est une spécificité du système de gouvernance domestique relativement aux USA (25 %) : contrairement aux codes de gouvernance anglo-saxons, le rapport Viénot, par exemple, s'est opposé à une dissociation systématique des fonctions. Le pourcentage du capital détenu par le dirigeant (17,31 %) ainsi que son ancienneté (13,63 ans) sont quelque peu inférieurs à ce qui a été observé par Hollandts *et al.* (2015), soit respectivement 22,22 % et 15,06 ans. Les opportunités de croissance estimées à travers le Q de Tobin sont similaires en moyenne mais plus dispersées comparativement à celles de Nekhili *et al.* (2017).

Selon le tableau 1-B, tous les composants sont positivement corrélés modérément sauf l'âge des administrateurs ne l'étant qu'avec la proportion d'administratrices. Le tableau 1-C montre que la corrélation la plus élevée entre la taille du CA et la taille de la firme, égale à 72 %, peut laisser supposer un problème de multicolinéarité, même si le seuil maximal habituellement retenu est égal à 80 %. Un test de VIF révèle que la plus haute valeur du VIF est égale à 4,62 pour une moyenne égale à 2,14. Les variables explicatives peuvent donc être incorporées dans l'analyse.

Les variables

La diversité des CA est mesurée par un indice, dans une perspective comparative vis-à-vis des travaux de Bernile *et al.*, qui agrège 5 traits regroupés en deux composants (Milliken et Martins, 1996) : la diversité de surface et la diversité profonde. La première se réfère aux attributs démographiques que sont le genre et l'âge. La seconde agrège les attributs cognitifs résultant du nombre de

TABLEAU 1

Statistiques

Partie A — Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Ecart-type	Médiane	Quartile 1	Quartile 3	Min	Max
Ln (VolatTotQuotAdj)	0,71	0,53	0,61	0,38	0,90	-0,49	6,23
VolatTotQuot	34,58	21,48	27,83	21,56	38,23	12,37	111,26
NbFirmes	201,91	128,16	275,00	55,00	320,00	3,00	324,00
Div	0,00	1,00	0,12	-0,26	0,46	-2,04	1,69
divSurf	-0,01	0,86	-0,01	-0,46	0,45	-2,81	4,33
divProf	-0,04	0,77	0,07	-0,59	0,60	-2,30	1,63
BlauDip	0,25	0,36	0,36	0,00	0,50	0	0,72
BlauExpFin	0,25	0,19	0,28	0,00	0,44	0	0,50
EtAgeAdm	9,68	3,87	9,55	7,37	11,98	0,58	28,28
EtNbMandats	8,31	4,45	8,09	4,51	11,66	0	23,10
%Fem	0,26	0,14	0,25	0,18	0,33	0	0,80
Actif	7 070,71	23 504,18	498,39	109,68	3 151,70	0,55	281 640
LnActif	6,37	2,34	6,21	4,70	8,06	-0,60	12,55
Levier	0,47	0,23	0,48	0,30	0,65	0	0,99
MtoB	1,73	1,32	1,32	0,84	2,14	0,37	6,27
Treso/Actif	0,15	0,17	0,10	0,05	0,17	0	0,89
ActifTang/Actif	0,80	0,18	0,84	0,68	0,96	0,23	1
R&D/Actif	0,01	0,05	0,00	0,00	0,02	0,00	0,30
Capex/Actif	0,04	0,09	0,03	0,01	0,05	0	0,55
BinDivid	0,70	0,46	1	0	1	0	1
Dividendes/cs	0,04	0,08	0,02	0,00	0,05	0	0,63
LnAgeFirme	3,77	0,77	3,69	3,18	4,45	1,10	5,86
LnQtobin	-0,19	0,62	-0,25	-0,57	0,11	-2,33	3,00
TailleCA	8,76	3,97	8	5	11	3	25
LnTailleCA	2,06	0,47	2,08	1,61	2,40	1,10	3,22
AgeAdm	58,89	6,31	59	55	62,56	21,00	81,00
LnAgeAdm	4,07	0,11	4,08	4,01	4,14	3,04	4,39
BinPDG	0,58	0,49	1	0	1	0	1
AncPdg	13,63	11,50	9,59	5,20	20,01	0	57,31
LnAncPdg	2,34	0,88	2,36	1,82	3,05	0	4,07
PartPdg	0,17	0,27	0,01	0,00	0,29	0	0,71
NbFoyers	56 103,35	38 181,85	59 014,00	15 637,00	96 034,00	898	103 438
CroissPopul	0,17 %	0,63 %	0,23 %	-0,41 %	0,49 %	-0,03 %	0,02 %
LnPopul	14,26	0,48	14,29	14,14	14,61	11,88	14,78

TABLEAU 1

Statistiques

Partie B — Matrice des corrélations entre composants de la diversité des administrateurs

	%Fem	EtAgeAdm	EtNbMandats	BlauDip
EtAgeAdm	0,056 **			
EtNbMandats	0,070 ***	-0,019		
BlauDip	0,144 ***	-0,019	0,267 ***	
BlauExpFin	0,147	-0,001	0,364	0,294 ***

TABLEAU 1

Statistiques

Partie C — Matrice des corrélations entre les variables indépendantes

		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	Ln (VolatTotQuotAdj)	1								
2	NbFirmes	-0,023	1							
3	Div	-0,431***	0,385***	1						
4	LnActif	-0,691***	0,313***	0,569***	1					
5	ActifTang/Actif	0,231***	-0,091**	-0,156***	-0,181***	1				
6	R&D/Actif	0,232***	-0,039	-0,069*	-0,279***	0,118***	1			
7	Levier	0,045*	0,082*	0,017	0,171***	-0,093**	-0,327***	1		
8	LnAncPdg	-0,082*	-0,021	-0,004	-0,033	-0,106***	-0,032	0,003	1	
9	BinPDG	-0,107***	0,063	0,055	0,155***	-0,023	-0,032	0,057	0,124***	1
10	PartPdg	0,007	-0,091**	-0,055	-0,134***	0,039	-0,099**	-0,007	0,289***	0,117***
11	LnAgeFirme	-0,265***	0,023	0,178***	0,382***	0,172***	-0,259***	0,138***	0,044	-0,060
12	LnTailleCA	-0,576***	0,208***	0,485***	0,722***	-0,108***	-0,158***	0,070*	-0,064*	0,104**
13	LnAgeAdm	-0,149***	0,024	-0,024	0,141***	0,021	-0,024	0,013	0,087**	-0,043
14	Treso/Actif	0,207***	-0,007	-0,056	-0,293***	0,277***	0,544***	-0,504***	-0,025	0,010
15	BinDivid	-0,603***	0,083**	0,305***	0,516***	-0,115***	-0,336***	0,028	0,081*	0,019
16	LnQtobin	-0,046	0,054	0,062	-0,143***	0,005	0,432***	-0,281***	-0,022	-0,058
17	NbFoyers	-0,144***	0,490***	0,165***	0,276***	-0,088**	-0,016	0,061	-0,029	0,053
18	CroissPopul	0,138***	-0,511***	-0,180***	-0,245***	0,0681*	-0,008	-0,028	-0,008	-0,032
19	LnPopul	-0,049	0,533***	0,072*	0,155***	-0,057	0,011	0,048	0,002	0,017
		10	**11**	**12**	**13**	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**
10	PartPdg	1								
11	LnAgeFirme	0,048	1							
12	LnTailleCA	-0,207***	0,326***	1						
13	LnAgeAdm	0,017	0,127***	0,119***	1					
14	Treso/Actif	0,005	-0,337***	-0,187***	-0,035	1				
15	BinDivid	0,081*	0,286***	0,438***	0,180***	-0,249***	1			
16	LnQtobin	-0,118***	-0,133***	-0,016	-0,062	0,440***	-0,022	1		
17	NbFoyers	-0,0786*	0,025	0,181***	0,034	0,019	0,066*	0,117***	1	
18	CroissPopul	0,040	-0,065*	-0,152***	-0,025	-0,046	-0,056	-0,168***	-0,488***	1
19	LnPopul	-0,059	-0,069*	0,106**	-0,009	0,053	-0,006	0,017	0,433***	-0,390***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les définitions des variables sont dans l'annexe 2.

mandats, de la formation et de l'expérience financière. La littérature sur la diversité ainsi que la disponibilité des données justifient ces choix. La typologie retenue peut prêter à discussion, notamment parce que les attributs cognitifs peuvent être affectés par les caractéristiques démographiques. Les indicateurs utilisés : pourcentage d'administratrices, écart-type de l'âge des administrateurs et du nombre de mandats d'administrateur détenus, indice de Blau de la nature du diplôme et de leur expérience financière — constituent les mesures élémentaires de notre indice de diversité. Chaque composant de la diversité est standardisé par sa moyenne et son écart-type afin de pouvoir les cumuler en vue d'obtenir l'indicateur de diversité agrégé du niveau supérieur. L'annexe 3 retranscrit la méthodologie de calcul.

La mesure du risque est l'écart-type des rentabilités quotidiennes ajustées (Cheng, 2008) de celles de l'indice CAC All-Tradable qui reflète la composition de notre échantillon d'entreprises. Il s'agit d'estimer le risque perçu par le marché. Nous prenons le logarithme naturel de cette mesure pour tenir compte de l'asymétrie de sa distribution.

Nous introduisons plusieurs variables de contrôle issues d'études antérieures pour tenir compte d'autres caractéristiques du CA ou de l'entreprise pouvant influer sur la volatilité boursière : taille du CA (Cheng, 2008; Minton *et al*., 2014), taille de l'entreprise (John *et al*., 2008), Q de Tobin (Sila *et al*., 2016), tangibilité des actifs (Khaw et Liao, 2018), effet de levier, participation au capital du dirigeant et âge de la firme (Cheng, 2008), niveau de disponibilités et dualité des fonctions de Président/DG (Giannetti et Zhao). Nous contrôlons aussi avec l'âge moyen des administrateurs (Wiersema et Bantel, 1992), les frais de R&D, la politique de dividendes et la durée des fonctions du dirigeant (Bernile *et al*.). Le bassin de population dans lequel évolue la firme est aussi pris en considération (Bernile *et al*.) : nombre de foyers du département ayant des revenus de plus de 100 000 EUR en N-1, population totale du département ainsi que son taux de croissance.

A l'instar des études relatives à la diversité des CA, tous nos modèles incluent des effets fixes sectoriels (selon la classification FF-49) et année (notamment Anderson *et al*., 2011; Knyazeva *et al*., 2013; Giannetti et Zhao, 2016 et Bernile *et al*., 2018).

Le modèle

L'analyse en données de panel recourt à la méthode DMC compte tenu des problèmes d'endogénéité. En effet, la littérature souligne des problèmes de variables omises et/ou de causalité inverse dans la relation spécifique liant la diversité des membres du CA au risque des entreprises (Bernile *et al*.; Giannetti et Zhao; Sila *et al*.).

Le biais d'endogénéité peut être fonction de l'impact de la diversité du CA sur le processus de prise de décision. D'une part, si la diversité perturbe les délibérations du CA et rend les résultats plus erratiques, les firmes opérant dans des environnements volatils seront incitées à réduire la diversité de leur CA. D'autre part, si l'hétérogénéité des administrateurs favorise l'obtention de compromis rendant les décisions des firmes moins idiosyncratiques, celles évoluant dans un environnement plus perturbé tendront à accroître la diversité de leur CA. Il faut donc définir un instrument valide remplissant deux conditions : ne pas être corrélé avec le terme d'erreur dans l'équation principale, sauf par l'intermédiaire de variables de contrôle incluses dans la régression (condition d'orthogonalité) et être corrélé avec la variable endogène. Sous ces deux conditions, notre variable instrumentale fait référence à la localisation de la firme (Anderson *et al*., 2011; Knyazeva *et al*., 2013; Gray et Nowland, 2017). Plus précisément, elle correspond au nombre de firmes de plus de 1 000 salariés situées dans le même département que la firme en N-1. Elle retranscrit le vivier local d'administrateurs (*cf.* annexe 4).

Le modèle est :

$$\text{Div} = \alpha_0 + \alpha_{1-16}(\text{variables de contrôle}) + \text{Effets fixes} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{Volat} = \delta_0 + \delta_1(\text{valeur prédite Div}) + \delta_{2-17}(\text{variables de contrôle}) + \text{Effets fixes} + \varepsilon \quad (2)$$

Résultats

Diversité des administrateurs et volatilité boursière

Il s'agit d'abord de s'intéresser aux sources de la diversité avant d'analyser les causes de la volatilité. Concernant la diversité, le modèle 3 du tableau 2 reporte les résultats de la première étape de la régression DMC. Plusieurs tests sont menés pour justifier la méthodologie économétrique. Il s'agit d'abord de comparer les coefficients des régressions par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO ci-après) et DMC. La statistique du Chi 2 du test d'endogénéité d'Hausman, égale à 5,81, conduit à rejeter H0. La diversité du CA est donc endogène, justifiant

TABLEAU 2

Diversité des administrateurs et volatilité boursière

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Volatilité	Volatilité	Div	Volatilité
	MCO	MCO	DMC — étape 1	DMC — étape 2
NbFirmes			0,001***	
			(0,000)	
Div	0,003	-0,009		-0,453**
	(0,028)	(0,047)		(0,180)
LnActif	-0,103***	-0,016	0,111***	-0,051**
	(0,008)	(0,058)	(0,010)	(0,021)
ActifTang/Actif	0,002***	-0,001	-0,002***	0,000
	(0,000)	(0,002)	(0,001)	(0,001)
R&D/Actif	0,538**	-0,076	0,267	0,429
	(0,268)	(0,512)	(0,369)	(0,261)
Levier	0,374***	0,626***	-0,021	0,341***
	(0,090)	(0,185)	(0,104)	(0,086)
LnAncPdg	-0,024**	-0,009	0,002	-0,029**
	(0,011)	(0,015)	(0,016)	(0,012)
BinPDG	-0,012	-0,024	-0,059**	-0,042*
	(0,020)	(0,028)	(0,029)	(0,023)
PartPdg	-0,001***	0,001	0,001**	-0,000
	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)
LnAgeFirme	0,020	0,317	-0,005	0,018
	(0,013)	(0,247)	(0,019)	(0,013)
LnTailleCA	-0,112***	-0,120*	0,189***	-0,016
	(0,033)	(0,072)	(0,051)	(0,046)
LnAgeAdm	-0,123	-0,105	-0,510***	-0,375***
	(0,086)	(0,178)	(0,138)	(0,126)
Treso/Actif	0,052	0,071	0,322**	0,174
	(0,098)	(0,185)	(0,126)	(0,109)
BinDivid	-0,244***	-0,081*	0,008	-0,285***
	(0,028)	(0,042)	(0,040)	(0,028)
LnQtobin	-0,041	0,067	0,071*	-0,007
	(0,034)	(0,060)	(0,038)	(0,036)
NbFoyers	0,000	0,000	0,000***	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
CroissPopul	-1,581	1,088	-5,551	-3,864
	(2,974)	(4,402)	(4,544)	(2,888)
LnPopul	0,005	-0,042	-0,051	-0,003
	(0,030)	(0,045)	(0,045)	(0,031)
Constante	1,876***	0,492	1,830**	2,693***
	(0,561)	(1,384)	(0,857)	(0,668)
Effet fixe année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe secteur (FF-49)	Oui	Non	Oui	Oui
Effet fixe firme	Non	Oui	Non	Non
Observations	1 070	1 070	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,635	0,854	0,391	0,604
R^2 partiel de Shea				0,163
F, valeur-p				0,000
Rk, valeur-p				0,000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. MCO : méthode des moindres carrés ordinaire; DMC : méthode des doubles moindres carrés. Volatilité : Ln (VolatTotQuotAdj). Pour les régressions de première étape, le R^2 partiel de Shea, la valeur de p du test F de Sanderson et Windmeijer des instruments exclus ainsi que la valeur de p du test rk LM de Kleibergen-Paap sont indiqués. Les définitions des variables sont dans l'annexe 2. L'hétéroscédasticité des écart-types et leur autocorrélation sont corrigées par cluster (firme-année).

l'utilisation de la régression DMC. La statistique F de Sanderson et Windmeijer des instruments exclus (F = 20,75), permettant de tester la faiblesse de l'instrument, est supérieure à la valeur critique de Stock et Yogo. En nous référant en outre au R^2 partiel de Shea, égal à 0,163, et au test rk LM de Kleibergen-Paap, nous pouvons donc conclure à la pertinence de la variable instrumentale.

La faiblesse de l'instrument et la sous-identification de l'équation d'instrumentation sont rejetées aux niveaux conventionnels pour toutes les régressions. La taille du vivier départemental d'administrateurs a un pouvoir explicatif suffisant pour prédire la diversité du CA, satisfaisant en conséquence la condition de rang. En outre, les entreprises dont le CA est le plus diversifié sont celles dont l'actif, les opportunités de croissance et la trésorerie sont les plus grands et dont les actifs tangibles sont les plus faibles. La diversité est aussi positivement liée à la taille du CA et à la participation du PDG, mais négativement au cumul des fonctions de Président et de DG. Elle est positivement corrélée au nombre de foyers fiscaux ayant un revenu supérieur à 100 000 EUR. Les administrateurs plus jeunes œuvrent dans un CA plus diversifié. Toutes ces variables peuvent potentiellement affecter la volatilité. Bernile *et al*. obtiennent des résultats analogues hormis une relation opposée entre diversité et cumul des fonctions. En outre, pour ces auteurs, la diversité n'est pas liée à la taille des actifs tangibles. Pour Giannetti et Zhao, les opportunités de croissance n'ont, par contre, pas d'impact et la taille de la firme influe négativement sur la diversité. Concernant les dépenses de R&D, leur influence sur la diversité est positive aux USA alors qu'elle est nulle en France. Une explication possible résulte de l'effort de recherche plus élevé aux USA où, rapporté à l'actif total, le montant y est deux fois plus important qu'en France. Cela pourrait motiver un recours accru à la diversité en tant que gisement cognitif et mécanisme de contrôle.

Concernant les variables influençant la volatilité, les modèles 1 et 2 du tableau 2 présentent les résultats des régressions MCO avec effet fixe année et en incluant respectivement un effet fixe secteur et firme[3]. Le modèle 1 montre que la diversité est sans influence sur la volatilité boursière. Ce résultat peut être biaisé en raison de variables omises et de la nature vraisemblablement endogène de la composition du CA. Le modèle 2 montre que cela ne peut être expliqué par des facteurs invariants dans le temps omis au niveau de l'entreprise car il n'existe toujours pas de relation significative entre la diversité des CA et la volatilité après contrôle des effets fixes firmes. Les résultats des modèles 1 et 2 ne peuvent exclure le biais d'endogénéité liée à la causalité inverse. La comparaison de ces deux régressions avec celle de la seconde étape DMC (modèle 4) révèle un biais positif dans l'estimation du coefficient de la diversité avec les méthodes MCO. Cela pourrait traduire la volonté des firmes opérant dans des environnements plus volatils d'accroître la diversité de leur CA dès lors que l'hétérogénéité de ce dernier conduit à des décisions moins idiosyncratiques. Les estimations MCO sous-estiment donc la réduction du risque liée à la diversité du CA, d'où l'intérêt de la méthode DMC en instrumentant la diversité par la taille du gisement d'administrateurs potentiels locaux. Le modèle 4 montre que les sociétés ayant un CA diversifié sont caractérisées par un risque moindre. Cela corrobore les résultats de Bernile *et al*. et s'oppose à ceux de Giannetti et Zhao. L'hypothèse 1 prédisant que la diversité des individus influe sur la volatilité est donc vérifiée : les groupes plus diversifiés sont amenés à prendre des décisions moins erratiques se traduisant par une volatilité moindre. Le cumul des fonctions et l'ancienneté du dirigeant contribuant à accroître le pouvoir du dirigeant, ce dernier peut en user pour protéger son capital humain et les avantages privés dont il bénéficie en réduisant le risque boursier (Bertrand et Mullainathan, 2003). La taille croissante de l'actif réduit la volatilité boursière (Cheng, 2008; Giannetti et Zhao, 2016). A l'instar de Bernile *et al*., nos résultats montrent que la distribution de dividendes a un impact négatif sur la volatilité boursière. En limitant le cash-flow en excès à la disposition des dirigeants, la distribution de dividendes réduit leur pouvoir discrétionnaire. L'effet de levier s'avère être positivement lié à la prise de risque (Faccio *et al*., 2011). L'âge moyen des administrateurs impacte négativement le risque, conformément à l'idée d'une tolérance au risque décroissante avec l'âge (Bucciol et Miniaci, 2011). Les dépenses de R&D n'ont pas d'incidence en France sur la volatilité alors qu'elles sont traditionnellement considérées comme risquées et qu'elles ont une influence positive aux USA. Pour Bartram *et al*. notamment, les entreprises américaines sont caractérisées par une volatilité boursière plus importante que leurs homologues non américaines, françaises notamment. Ceci s'explique par un

3. Les effets fixes entreprises non contrôlés dans toutes les estimations peuvent avoir une incidence sur les résultats qui doivent donc être interprétés avec précaution. Les effets fixes sectoriels sont privilégiés afin d'éviter des estimations de pente non fiables engendrées par les effets fixes entreprises qui absorbent l'essentiel des variations entre firmes (Arnaboldi *et al*., 2020).

risque idiosyncratique plus important dont les sources sont plurales. Tout d'abord, le système juridique aux USA protégeant mieux les actionnaires, leur richesse est moins exposée au risque idiosyncratique. Les firmes peuvent alors être incitées à prendre davantage de risque. Ensuite, les entreprises sont aussi davantage disposées à investir dans des projets plus risqués lorsque le marché des actions et du crédit sont plus développés. L'accès au financement externe étant facilité et moins coûteux, les firmes peuvent lever des fonds plus facilement pour faire face aux dépenses imprévues. Enfin, le risque spécifique est accentué dans les pays où l'innovation est plus importante de par l'asymétrie d'information qui en découle. Rappelons que les dépenses de R&D en France correspondent à la moitié de celles observées aux USA. Leur montant pourrait être trop faible pour influer sur le risque.

Pour Bartram *et al.*, la volatilité idiosyncratique augmente également avec l'effet de levier, ce qui est aussi observé en France sachant que l'endettement y est sensiblement plus prononcé (0,47 contre 0,17 en moyenne aux USA). Les systèmes de gouvernance respectifs se distinguent aussi dans cette dimension (La Porta *et al.*, 1997).

Composants de la diversité des administrateurs et volatilité boursière

La diversité prise dans sa globalité influant sur la volatilité, il s'agit maintenant de savoir s'il existe un effet individuel de chacun des composants. Le tableau 3 présente les résultats du test de l'hypothèse 2 selon laquelle seul l'effet combiné des composants de la diversité influe sur la variabilité de la performance de la firme. La partie A présente les estimations de la seconde étape de la régression DMC. En France, chacun des composants de la diversité influe négativement sur le risque, sauf la dispersion de l'âge des administrateurs. Les études portant sur cette dernière tendent à corroborer la théorie d'Arrow en observant qu'elle génère un isolement social (Kirchmeyer, 1995), réduit la cohésion du groupe et augmente le turnover (O'Reilly *et al.*, 1989). Par opposition, les autres composants conduisent à l'émergence d'un compromis aboutissant à des décisions plus modérées. L'hypothèse 2 n'est donc pas validée alors qu'elle l'est aux USA. Selon Bernile *et al.*, la diversité exerce une influence négative sur le risque des firmes américaines sans que cette relation ne se vérifie pour les composants à l'exception d'un effet statistiquement marginal de la diversité de genre.

TABLEAU 3

Influence des composants de la diversité des administrateurs et volatilité boursière

Partie A : Les composants individuels standardisés					
Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
St %Fem	-0,345**				
	(0,137)				
StEtAgeAdm		3,131**			
		(1,242)			
StEtNbMandats			-0,598**		
			(0,237)		
StBlauDip				-0,507**	
				(0,201)	
StBlauExpFin					-0,361**
					(0,143)
Observations	1 070	1 070	1 070	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,604	0,604	0,604	0,604	0,604
R^2 partiel de Shea	0,102	0,072	0,092	0,092	0,112
F, valeur-p	0,003	0,097	0,011	0,026	0,001
Rk, valeur-p	0,002	0,094	0,011	0,025	0,001

Le tableau 3-B montre que la diversité profonde influe négativement sur la volatilité des rentabilités en France, comme aux USA. Il en est de même pour la diversité de surface en France alors qu'aucune relation n'existe aux USA (Bernile *et al*). Cette différence de résultat ne peut s'expliquer par une forte corrélation entre les diversités de surface et profonde car sa valeur n'atteint que 9,84 %. L'effet de la diversité de genre domine celui lié à l'âge, positivement lié à la volatilité, aboutissant in fine à un impact négatif de la diversité de surface sur cette dernière variable.

TABLEAU 3

Influence des composants de la diversité des administrateurs et volatilité boursière

Partie B : Les indices de diversités de surface et profonde		
Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité	
	(6)	(7)
DivSurf	-0,675**	
	(0,268)	
DivSurf		-0,477**
		(0,189)
Observations	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,604	0,604
R^2 partiel de Shea	0,107	0,136
F, valeur-p	0,003	0,000
Rk, valeur-p	0,002	0,000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Le tableau présente les estimations de la seconde étape des régressions DMC avec les mêmes variables de contrôle que celles du tableau 2 et avec les effets fixes FF-49 et années. Volatilité : Ln (VolatTotQuotAdj). Pour les régressions de première étape, le R^2 partiel de Shea, la valeur de p du test F de Sanderson et Windmeijer des instruments exclus ainsi que la valeur de p du test rk LM de Kleibergen-Paap sont indiqués. Les définitions des variables sont dans l'annexe 2. L'hétéroscédasticité des écart-types et leur autocorrélation sont corrigées par cluster (firme-année).

Il existe donc un effet combiné, mais aussi individuel des composants de la diversité sur la volatilité boursière contrairement aux USA où seul l'effet combiné existe.

Analyses complémentaires

Pour compléter notre analyse de l'influence de la diversité du CA sur la volatilité de la rentabilité des cours boursiers, il s'agit de savoir si la diversité des administrateurs est contextuellement efficace. Nous allons d'abord examiner si l'effet de la diversité sur la volatilité boursière dépend des caractéristiques de la société, du CA et du marché qui pourraient influer sur les compromis sous-jacents à la composition du CA et à son rôle. Nous nous intéresserons ensuite à la dynamique temporelle de certains aspects des politiques de financement et d'investissement.

Contextes favorables à une influence de la diversité du CA sur la volatilité boursière

Premièrement, un risque fondamental élevé, que l'on peut estimer par les dépenses de R&D et par le ratio MtoB, va probablement augmenter la volatilité des résultats. Pour Bartram *et al.*, les entreprises qui investissent le plus en R&D ou ayant un ratio MtoB élevé ont des actions plus volatiles de par l'asymétrie d'informations caractérisant les opportunités de croissance. Les résultats de Bernile *et al* sont conformes à cette vision. En France, ces deux variables n'influent pas sur la volatilité (tableau 4-A, modèles 1 et 2), peut être en raison du système et des structures de gouvernance qui se prêtent moins à l'innovation : les dépenses de R&D y sont deux fois moins élevées. Quant au ratio MtoB, il est plus faible en France (1,74 contre 1,89 en moyenne pour Bernile *et al.*). Une fois ces constatations faites, reste à savoir si la diversité peut jouer un rôle modérateur sur la volatilité en présence d'un risque fondamental élevé grâce au développement d'échanges constructifs au sein du CA. Le modèle 1 du tableau 4-A révèle un effet contraire pour les firmes engageant des dépenses de R&D. Autrement dit, la diversité conduit à des décisions extrêmes pour ces firmes, ce qui pourrait s'expliquer par la difficulté des CA diversifiés à aboutir à un consensus pour ce type de dépenses. Par contre, le coefficient d'interaction avec le ratio MtoB du modèle 2 montre que la diversité des CA modère le risque des entreprises disposant d'opportunités de croissance, conformément à Bernile *et al.*.

Deuxièmement, concernant le rôle de contrôle de la direction du CA, les administrateurs en place depuis longtemps ou n'étant pas indépendants de la direction pourraient être moins efficaces. Les codes de gouvernance ne considèrent d'ailleurs plus comme indépendants les administrateurs se prévalant d'une trop grande ancienneté (par exemple code AFEP-MEDEF, article 8.5.6). L'effet modérateur de la diversité peut alors être moindre dans ces deux cas de figure. D'une part, ni l'ancienneté des administrateurs, ni leur degré de dépendance n'influent sur la volatilité des actions en France (tableau 4-A, modèles 3 et 4). D'autre part, la diversité des CA français a un effet modérateur sur le risque seulement pour les CA ayant peu d'administrateurs indépendants (modèles 3 et 4). Elle semble donc pallier l'insuffisance de surveillance du dirigeant par les administrateurs non indépendants. Aux USA, la diversité accroît par contre la volatilité des actions pour les CA dont l'ancienneté des administrateurs est plus élevée (Bernile *et al.*).

TABLEAU 4

Partie A : Influence de la diversité sur la volatilité de la rentabilité des actions selon le contexte

Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Div	-0,528***	-0,226*	-0,457**	-0,375**	-0,432**
	(0,185)	(0,128)	(0,193)	(0,180)	(0,183)
BinR&D/Actif	0,033				
	(0,028)				
BinR&D/Actif × Div	0,198***				
	(0,066)				
SupMtoB		-0,004			
		(0,026)			
SupMtoB × Div		-0,270***			
		(0,074)			
SupAncAdm			-0,020		
			(0,024)		
SupAncAdm × Div			-0,017		
			(0,078)		
SupDependCA				0,012	
				(0,021)	
SupDependCA × Div				-0,171**	
				(0,083)	
SupCacVix					0,071*
					(0,038)
SupCacVix × Div					-0,042
					(0,073)
Observations	1 070	1 070	1 070	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,607	0,587	0,599	0,599	0,596
R^2 partiel de Shea	0,164	0,161	0,162	0,159	0,164
F, valeur-p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Rk, valeur-p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

TABLEAU 4

Partie B : Influence des composants de la diversité des administrateurs sur la volatilité boursière pour les firmes innovantes

Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Genre	Age	Nombre de mandats	Nature des diplômes	Expérience financière
ComposantDiv	-0,388***	2,971**	-0,681***	-0,539***	-0,398***
	(0,147)	(1,242)	(0,247)	(0,196)	(0,145)
BinR&D/Actif	0,032	0,066***	-0,035	0,087***	0,044*
	(0,031)	(0,023)	(0,050)	(0,019)	(0,026)
BinR&D/Actif × ComposantDiv	0,107**	0,140*	0,131***	0,131***	0,095**
	(0,054)	(0,072)	(0,046)	(0,043)	(0,039)
Observations	1 070	1 070	1 070	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,605	0,605	0,606	0,607	0,605
R^2 partiel de Shea	0,100	0,072	0,092	0,092	0,112
F, valeur-p	0,003	0,094	0,011	0,026	0,001
Rk, valeur-p	0,003	0,090	0,011	0,025	0,001

TABLEAU 4

Partie C : Influence des composants de la diversité des administrateurs sur la volatilité boursière pour les firmes de croissance

Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Genre	Age	Nombre de mandats	Nature des diplômes	Expérience financière
ComposantDiv	-0,176*	9,124**	-0,354**	-0,296**	-0,188*
	(0,102)	(4,205)	(0,203)	(0,145)	(0,108)
SupMtoB	0,018	-0,642**	-0,066	0,001	0,014
	(0,030)	(0,279)	(0,043)	(0,027)	(0,027)
SupMtoB × ComposantDiv	-0,207***	0,145*	-0,220***	-0,174***	-0,219***
	(0,059)	(0,075)	(0,048)	(0,044)	(0,039)
Observations	1 070	1 070	1 070	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,585	0,581	0,588	0,587	0,591
R^2 partiel de Shea	0,104	0,073	0,094	0,095	0,104
F, valeur-p	0,002	0,104	0,013	0,025	0,002
Rk, valeur-p	0,002	0,100	0,013	0,023	0,002

TABLEAU 4

Partie D : Influence des composants de la diversité des administrateurs sur la volatilité boursière pour les CA incluant peu d'administrateurs indépendants

	Variable dépendante : Volatilité				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variables indépendantes	Genre	Age	Nombre de mandats	Nature des diplômes	Expérience financière
ComposantDiv	-0,326**	3,034**	-0,573**	-0,439**	-0,334**
	(0,137)	(1,249)	(0,235)	(0,200)	(0,142)
SupDependCA	0,053**	-0,310**	-0,038	-0,007	-0,016
	(0,024)	(0,142)	(0,032)	(0,021)	(0,026)
SupDependCA × ComposantDiv	-0,198***	-0,131	-0,247***	-0,145***	-0,198***
	(0,072)	(0,082)	(0,066)	(0,052)	(0,056)
Observations	1 070	1 070	1 070	1 070	1 070
R^2 ajusté	0,597	0,598	0,597	0,601	0,597
R^2 partiel de Shea	0,102	0,073	0,092	0,092	0,111
F, valeur-p	0,003	0,102	0,012	0,026	0,001
Rk, valeur-p	0,002	0,099	0,011	0,024	0,001

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Le tableau présente les estimations de la seconde étape des régressions DMC avec les mêmes variables de contrôle que celles du tableau 2 et avec les effets fixes FF-49 et années. Volatilité : Ln (VolatTotQuotAdj). Pour les régressions de première étape, le R^2 partiel de Shea, la valeur de p du test F de Sanderson et Windmeijer des instruments exclus ainsi que la valeur de p du test rk LM de Kleibergen-Paap sont indiqués. Les définitions des variables sont dans l'annexe 2. L'hétéroscédasticité des écart-types et leur autocorrélation sont corrigées par cluster (firme-année).

Troisièmement, un environnement perturbé nécessitant une prise de décision rapide (Hambrick *et al.*, 1996) n'est pas un contexte favorable à la diversité, cette dernière pouvant nécessiter des délais de décision plus longs. L'effet modérateur de la diversité pourrait être amoindri. En France, la forte incertitude, mesurée par l'indice CAC-VIX estimant les périodes de troubles importants de l'environnement (modèle 5), a un impact positif sur la volatilité. Ce phénomène est aussi observé aux USA mais la diversité concourt à augmenter la volatilité (Bernile *et al.*) alors qu'en France, elle l'annule.

Les coefficients d'interaction des modèles 1, 2 et 4 du tableau 4-A étant significatifs, les parties B, C et D du même tableau correspondent à une mise en perspective des divers composants en reprenant les mêmes modèles. Une analyse semblable a été menée pour les modèles 3 et 5 mais les résultats, non significatifs quel que soit le composant, ne sont pas reportés ici. La partie B montre que tous les composants de la diversité des CA des firmes innovantes concourent à une augmentation de la volatilité de la rentabilité. Ces entreprises ont intérêt, si elles veulent diminuer leur volatilité boursière, à réduire la diversité de leur CA dans ces cinq dimensions. La partie C montre que tous les composants de la diversité hors âge modèrent la prise de risque des firmes de croissance. Celles-ci doivent promouvoir la diversité de genre et profonde si elles souhaitent réduire la volatilité boursière. La partie D révèle que pour les firmes dont les CA sont les moins indépendants, les composants de la diversité ont un rôle modérateur sur la volatilité exception faite de la diversité d'âge qui n'a aucun effet. Ainsi, la diversité d'âge exacerbe les conflits sauf dans les CA les moins indépendants où son influence sur la volatilité est nulle. Il semble probable qu'il faille diversifier le CA (hors âge) lorsque le potentiel de surveillance du dirigeant est amoindri.

Diversité des administrateurs et politiques managériales

Il s'agit maintenant d'étudier la dynamique temporelle de certains aspects des politiques de financement et d'investissement. Si la diversité a un effet modérateur sur la volatilité, les entreprises ayant un CA diversifié devraient être caractérisées par une persistance supérieure de leurs politiques (Bernile *et al.*, Giannetti et Zhao).

Le tableau 5-A montre qu'il existe une forte persistance temporelle de chacune des politiques. La variable d'interaction révèle toutefois que la diversité contribue à la stabilité de la seule politique d'endettement, contrairement à Bernile *et al.* pour qui la diversité modère les politiques de financement et d'investissement. La diversité des CA semble favoriser le financement par fonds propres en réduisant le taux d'endettement (modèle 1), comme aux USA. Elle n'a pas d'impact sur la distribution de dividendes (modèle 2) alors que Bernile *et al.* observent une relation positive. Ceci pourrait refléter une des spécificités du système de gouvernance français qui donne pour prérogative au CA la recherche de l'intérêt social (Tunc, 1994) et pas seulement la satisfaction du bien-être des actionnaires au travers d'une distribution de dividende généreuse. La diversité n'a pas non plus d'influence sur la politique d'investissement physique (modèle 3). Il en est de même pour les dépenses de R&D (modèle 4), résultat attendu car elles sont typiquement considérées comme étant plus risquées. Or, nous avons vu précédemment que la diversité influait négativement sur le risque en France. Pour Bernile *et al.*, la diversité impacte positivement l'activité d'innovation alors que son influence sur le risque est négative. Ceci s'explique par le fait que la diversité aux USA a un effet modérateur plus important sur la volatilité des actions des firmes ayant des dépenses de R&D élevées. En France, elle exacerbe au contraire la volatilité boursière pour ce type de firme (tableau 4-A, modèle 1). Rappelons que le manque d'efficacité de la diversité des CA des entreprises françaises dans cette dimension peut s'expliquer par la faiblesse des montants en jeu. Ainsi, la diversité du CA ne favorise pas l'investissement en R&D mais permet d'assumer une prise de risque supérieure pour les firmes s'y engageant. Ces résultats confortent l'idée selon laquelle la volatilité moindre des rentabilités boursières résultant de la diversité des CA est due, en partie, à des décisions d'endettement ex ante moins erratiques et à la réduction du risque financier. Quant au risque économique lié à l'activité d'innovation, il n'est pas nécessaire de le réduire puisque les dépenses de R&D sont relativement de faible ampleur.

Il s'agit maintenant de savoir si la persistance de la politique de financement dépend plutôt d'un des composants de la diversité sachant que nous avions préalablement observé dans le tableau 3 un lien direct négatif entre les composants de la diversité et la volatilité exception faite de l'âge. Ces composants devraient donc influer positivement sur la persistance de la politique managériale. Les parties B et C du tableau 5 retranscrivent leur impact sur la politique de financement. Les résultats relatifs à la politique de distribution de dividendes et d'investissement n'ont pas été publiés car, quel que soit le composant, ils sont analogues à ceux observés pour la partie A. La forte persistance de la politique de financement est toujours observable quel que soit le composant de la diversité. La variable d'interaction révèle qu'une diversité de surface plus importante conduira à une politique d'endettement plus modérée, donc plus persistante. Cet effet a pour fondement unique la diversité de genre. Cela

TABLEAU 5

Partie A : diversité et persistance des politiques de financement et d'investissement

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dette/Actif t+1	Dividendes/cs t+1	Capex/Actif t+1	R&D/Actif t+1
Div	-0,365*	0,063	0,0124	0,0115
	(0,218)	(0,048)	(0,018)	(0,019)
Politique t	0,925***	0,559***	0,848***	0,794***
	(0,152)	(0,109)	(0,052)	(0,055)
Politique t × Div	0,806***	-0,111	-0,0278	0,0499
	(0,309)	(0,276)	(0,117)	(0,187)
Observations	856	856	856	856
R^2 ajusté	0,374	0,372	0,698	0,776
R^2 partiel de Shea	0,166	0,164	0,161	0,163
F, valeur-p	0,000	0,000	0,000	0,000
Rk, valeur-p	0,000	0,000	0,000	0,000

confirme la perspective de Sunden et Surette (1998) selon laquelle les femmes sont plus réticentes au risque en matière de prise de décision financière. Une augmentation de la diversité profonde génèrera aussi des politiques d'endettement plus persistantes. L'origine est double. D'une part, la diversité d'expérience transversale révèle la présence d'administrateurs multi-mandats qui, dans la perspective de Carpenter et Westphal (2001), permet un meilleur contrôle et des conseils plus efficients à la direction en place. D'autre part, la diversité de l'expérience financière traduit la présence d'administrateurs dotés de ces compétences qui, selon Menkhoff *et al.* (2006), sont caractérisés par un moindre excès de confiance et une aptitude supérieure à évaluer les risques découlant du processus de décision. La troisième variable de la diversité profonde, la nature des diplômes, ne joue aucun rôle.

TABLEAU 5

Partie B : composants de la diversité de surface et persistance de la politique de financement

Variables indépendantes	Composants de la diversité		
	Genre	Age	Diversité de surface
	Variable dépendante : Dette/Actif t+1		
	(1)	(2)	(3)
ComposantDiv	-0,414**	-0,220	-0,617**
	(0,188)	(1 019)	(0,298)
Politique t	1,114***	0,761***	1 129***
	(0,210)	(0,193)	(0,185)
Politique t × ComposantDiv	0,960***	0,403	1 244***
	(0,302)	(0,288)	(0,360)
Observations	856	856	856
R^2 ajusté	0,423	0,347	0,406
R^2 partiel de Shea	0,101	0,073	0,107
F, valeur-p	0,001	0,058	0,094
Rk, valeur-p	0,001	0,053	0,091

Finalement, l'influence négative de la diversité des CA sur la volatilité des rentabilités des actions découle aussi de la réduction du risque financier. Cet effet modérateur est lié plus précisément à la diversité de genre ainsi qu'à celle de l'expérience transversale et financière des administrateurs. La diversité d'âge et celle de la nature des diplômes n'ont pas d'impact significatif.

TABLEAU 5

Partie C : composants de la diversité profonde et persistance de la politique de financement

Variables indépendantes	Composants de la diversité			
	Nombre de mandats	Nature des diplômes	Expérience financière	Diversité profonde
	Variable dépendante : Dette/Actif t+1			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ComposantDiv	-0,330	0,267	-0,276*	-0,286
	(0,227)	(0,185)	(0,156)	(0,202)
Politique t	1,025***	0,580**	0,974***	0,945***
	(0,164)	(0,256)	(0,166)	(0,157)
Politique t × ComposantDiv	0,677***	-0,353	0,591***	0,621***
	(0,203)	(0,220)	(0,179)	(0,225)
Observations	856	856	856	856
R^2 ajusté	0,398	0,351	0,405	0,382
R^2 partiel de Shea	0,095	0,092	0,115	0,139
F, valeur-p	0,011	0,005	0,000	0,000
Rk, valeur-p	0,011	0,005	0,000	0,000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Le tableau présente les estimations de la seconde étape des régressions DMC avec les mêmes variables de contrôle que celles du tableau 2 et avec les effets fixes FF-49 et années. Pour les régressions de première étape, le R^2 partiel de Shea, la valeur de p du test F de Sanderson et Windmeijer des instruments exclus ainsi que la valeur de p du test rk LM de Kleibergen-Paap sont indiqués. Les définitions des variables sont dans l'annexe 2. L'hétéroscédasticité des écart-types et leur autocorrélation sont corrigées par cluster (firme-année).

Tests de robustesse

Nous avons utilisé des méthodologies alternatives afin de nous assurer de la validité des résultats. Le risque a aussi été estimé par le risque idiosyncratique quotidien, égal à la différence entre le risque total et le risque systématique dont les paramètres sont calculés l'année précédente à partir du modèle de marché (Sila *et al.*, 2016) basé sur l'indice CAC All-Tradable. De même, nous avons utilisé le risque total de la firme mesuré par l'écart type de la rentabilité boursière quotidienne (Minton *et al.* 2014). Nous avons réitéré, à partir des rentabilités mensuelles, les estimations du risque total (Cheng, 2008) et du risque idiosyncratique (Giannetti et Zhao). Les conclusions n'ont pas été significativement affectées.

La diversité éducationnelle a été estimée à partir de la nature du diplôme des administrateurs (indice de Blau standardisé relatif aux catégories : gestion, technique, État, divers). D'autres typologies peuvent être mobilisées, notamment le niveau de formation. En effet, les revues médicales ont mis en évidence une relation négative entre celui-ci et l'aversion au risque (Rosen *et al.*, 2003). L'individu éduqué devrait avoir une compréhension et une connaissance plus approfondies de la nature et des conséquences d'une décision spécifique, surmontant ainsi la « peur » du risque. Par opposition, le manque de formation peut entraver la capacité du décideur à comprendre pleinement les conséquences de la décision à prendre et peut conduire à un choix risqué. Pour Berger *et al.* (2014), augmenter la proportion de cadres au sein du CA, titulaires d'un doctorat, réduit le risque du portefeuille des banques. Pour renforcer nos résultats, nous avons donc utilisé une mesure alternative se référant au niveau du diplôme (indice de Blau standardisé selon 3 catégories : diplôme inférieur, égal ou supérieur au niveau Master). Les résultats obtenus ne diffèrent pas non plus significativement de ceux observés en utilisant la nature du diplôme.

La rentabilité moyenne des firmes de l'échantillon est égale à 7,69 %, excédant la rentabilité moyenne du marché : 4,33 %. Ceci laisse sous-entendre que les résultats pourraient provenir de la présence dans notre échantillon de firmes plus prospères que celles présentes sur le marché avec un problème potentiel de biais du survivant. Pour répondre en partie à cette éventualité, nous avons distingué les firmes selon qu'elles enregistrent une rentabilité moyenne quotidienne sur un an supérieure ou inférieure à la valeur médiane de cette variable.

TABLEAU 6

Diversité des administrateurs et volatilité boursière — méthode GMM en système

Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité
Volatilité$_{t-1}$	0,269***
	(0,023)
Div	-0,101***
	(0,035)
LnActif	-0,050***
	(0,011)
ActifTang/Actif	-0,000
	(0,001)
R&D/Actif	-0,207
	(0,265)
Levier	0,584***
	(0,107)
LnAncPdg	0,032***
	(0,011)
BinPDG	0,005
	(0,020)
PartPdg	-0,004***
	(0,000)
LnAgeFirme	0,007
	(0,017)
LnTailleCA	-0,149***
	(0,055)
LnAgeAdm	-0,570***
	(0,157)
Treso/Actif	0,325***
	(0,104)
BinDivid	-0,045
	(0,038)
LnQtobin	0,038
	(0,033)

TABLEAU 6

Diversité des administrateurs et volatilité boursière — méthode GMM en système

Variables indépendantes	Variable dépendante : Volatilité
NbFoyers	0,000
	(0,000)
CroissPopul	-1,525
	(2,110)
LnPopul	-0,000
	(0,022)
Effet fixe année	Oui
Test AR (1), valeur-p	0,001
Test AR (2), valeur-p	0,471
Test de suridentification de Hansen, valeur-p	0,396
Test de Différence-en-Hansen, valeur-p	0,590

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Volatilité : Ln (VolatTotQuotAdj). Le tableau présente les résultats de l'estimateur GMM en système développé par Blundell et Bond (1998) avec des estimations en deux étapes. La correction de Windmeijer (2005) est appliquée afin d'obtenir des écarts-types robustes. La méthode GMM en système combine les équations en différence première avec les équations en niveau. Toutes les variables sont supposées être endogènes exceptées la variable muette temporelle ainsi que LnAgeFirme, NbFoyers, CroissPopul et LnPopul. Pour la variable dépendante et les variables endogènes, leurs valeurs retardées d'au moins deux périodes peuvent être considérées comme des instruments valides. Les tests AR (1) et AR (2) vérifient l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des erreurs d'ordre un et deux dans l'équation en différence. Le test de Hansen de sur-identification vérifie l'hypothèse nulle selon laquelle tous les instruments sont valides. Le test de Différence-en-Hansen vérifie l'hypothèse nulle selon laquelle les instruments utilisés dans les équations en niveau sont exogènes.

Aucune différence de résultat notable ne transparaît en répliquant la méthodologie sur ces deux sous-échantillons exception faite de l'âge. Cet indicateur de diversité influe positivement sur la volatilité des actions des entreprises les plus performantes alors que son impact est négatif sur celle des sociétés les moins performantes.

Enfin, nous avons étudié la relation entre la diversité des administrateurs et la volatilité boursière en recourant à la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Celle-ci tient compte de l'hétérogénéité non observée ainsi que de la relation dynamique entre la diversité et la volatilité passée[4]. Le tableau 6 présente les résultats de l'estimateur GMM en système développé par Blundell et Bond (1998) avec des estimations en deux étapes. La diversité des administrateurs a toujours un impact significativement négatif sur la volatilité boursière. Par conséquent, nos résultats préalables sont robustes. La présence d'autocorrélation dans les retards d'ordre 1 rend significatif le test AR (1), interdisant leur utilisation en tant qu'instruments. Les retards d'ordre 2 ou supérieurs peuvent quant à eux être utilisés comme instruments car le test AR (2) n'est pas significatif. Les tests de suridentification de Hansen et de Différence-en-Hansen confirment respectivement la validité des instruments dans leur totalité et des groupes d'instruments individuels.

4. Les méthodes DMC et GMM mobilisées dans cet article, largement utilisées dans les études empiriques en gouvernance d'entreprise, ne permettent toutefois pas d'affirmer que l'on s'est affranchi de tout problème d'endogénéité (Wintoki *et al.*, 2012; Navatte, 2016).

Conclusion

Beaucoup d'organisations publiques et privées promeuvent la diversité de leurs équipes. Outre les préconisations contenues dans des codes de bonne conduite, des législateurs ont même imposé des quotas pour la diversité de genre. Pour autant, de nombreuses études ont montré que la diversité génère des avantages, mais aussi des coûts. Cette étude a pour objectif d'analyser l'impact de la diversité des membres du CA des firmes cotées en France sur la volatilité de la rentabilité boursière des actions.

Nous observons (*cf.* tableau 7) que la diversité, ainsi que chacun de ses composants (hors diversité de l'âge), réduit la volatilité boursière. Cela confirme l'idée que la diversité est un mécanisme de gouvernance ayant un rôle modérateur sur les décisions des firmes ayant des opportunités de croissance et permet de pallier le manque de surveillance découlant d'une trop faible présence d'administrateurs indépendants. Par contre, la diversité a un effet accélérateur sur la volatilité des firmes ayant des dépenses de R&D. Tous les composants de la diversité des CA des firmes les plus innovantes concourent à cet accroissement de volatilité.

L'étude montre aussi que les CA plus diversifiés tendent à adopter des politiques d'endettement plus modérées et donc plus persistantes, appuyant l'idée que les décisions des CA découlent de compromis aboutissant à une volatilité moindre. De plus, les entreprises ayant des CA diversifiés empruntent moins. Ceux-ci ne favorisent pas l'investissement en R&D mais acceptent une prise de risque supérieure pour les firmes s'y engageant. L'analyse des composants de la diversité révèle que la diversité de surface, à travers la diversité de genre, et la diversité profonde (hors formation) ont un impact modérateur sur la seule politique d'endettement.

TABLEAU 7

Synthèse des résultats

Partie A — Influence de la diversité et de ses composants sur la volatilité boursière

Variables indépendantes	Variable dépendante : VolatTotQuotAdj					
	Diversité globale	Genre	Age	Nombre de mandats	Nature des diplômes	Expérience financière
ComposantDiv	- **	- **	+ **	- **	- **	- **
BinR&D/Actif × ComposantDiv	+ ***	+ **	+ *	+ ***	+ ***	+ **
SupMtoB × ComposantDiv	- ***	- ***	+ *	- ***	- ***	- ***
SupAncAdm × ComposantDiv	0					
SupDependCA × ComposantDiv	- **	- ***	0	- ***	- ***	- ***
SupCacVix × Div	0					

TABLEAU 7

Synthèse des résultats

Partie B — Diversité et persistance des politiques de financement et d'investissement

Variables indépendantes	Variable dépendante :			
	Dette/Actif t+1	Dividendes/cs t+1	Capex/Actif t+1	R&D/Actif t+1
Div	- *	0	0	0
Politique t × Div	+ ***	0	0	0
Genre	- **			
Politique t × Genre	+ ***			
Age	0			
Politique t × Age	0			
Diversité de surface	- **			
Politique t × Diversité de surface	+ ***			
Nombre de mandats	0			
Politique t × Nombre de mandats	+ ***			
Nature des diplômes	0			
Politique t × Nature des diplômes	0			
Expérience financière	- *			
Politique t × Expérience financière	+ ***			
Diversité profonde	0			
Politique t × Diversité profonde	+ ***			

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. + : coefficient positif. — : coefficient négatif. 0 : coefficient non significatif. Volatilité : Ln (VolatTotQuotAdj).

La volatilité idiosyncratique des actions est plus prononcée Outre-Atlantique notamment en raison d'une protection supérieure des investisseurs, d'un financement de l'économie par les marchés financiers plus important et par une activité d'innovation supérieure (Bartram *et al*). En France, les dépenses de R&D n'influent pas sur la volatilité, peut être en raison de leur faible montant. Il s'ensuit que la diversité ne réduit pas la volatilité des actions des entreprises les plus innovantes en France comme elle le fait aux USA. Par contre, l'endettement étant plus important en France, la diversité joue davantage un rôle modérateur sur la volatilité car le niveau de risque financier est plus élevé.

Les résultats de cette étude dépendent de la méthodologie mise en œuvre et de l'échantillon analysé. Ils prévalent pour les firmes non financières immatriculées en France et cotées sur les compartiments A, B et C d'Euronext de 2012 à 2016. Ils dépendent aussi en partie des circonstances nationales, les spécificités du système et des structures de gouvernance français pouvant expliquer les résultats domestiques idiosyncratiques en influant sur le rôle et la composition du CA. Aux USA d'ailleurs, les résultats des études ne convergent pas toujours (Bernile *et al*. versus Giannetti et Zhao par exemple).

Comme les autres études de ce courant, cet article n'a permis d'observer que les résultats de la diversité, pas les processus. Les recherches futures pourraient étudier les processus de prise de décision des CA. Un prolongement naturel consisterait en une analyse du secteur bancaire, particulièrement exposé au risque comme l'a montré la crise de 2008. Puisque les compromis sous-jacents à la composition et au rôle du CA des banques n'ont pas permis d'assurer un management du risque efficace dans le passé, la diversité des CA pourrait pallier cette inefficience.

Bibliographie

Adams, R.; Funk, P. (2012). « Beyond the glass ceiling : does gender matter ? », *Management Science*, Vol. 58, N° 2, p. 219-235.
Google Scholar https://doi.org/10.1287/mnsc.1110.1452

Alam, Z.; Chen, M.; Ciccotello, C.; Ryan, H. (2014). « Does the Location of Directors Matter ? Information Acquisition and Board Decisions », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 49, N° 1, p. 131-164.
Google Scholar https://doi.org/10.1017/S002210901400012X

Anderson, R.C.; Reeb, D.M.; Upadhyay, A.; Zhao, W. (2011). « The economics of director heterogeneity », *Financial Management*, Vol. 40, N° 1, p. 5-38.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2010.01133.x

Arnaboldi, F.; Casu, B.; Kalotychou, E.; Sarkisyan, A. (2020). « The performance effects of board heterogeneity : what works for EU banks ? », *European Journal of Finance*, Vol. 26, N° 10, p. 897-924.
Google Scholar https://doi.org/10.1080/1351847X.2018.1479719

Arrow, K. (1951). *Social Choice and Individual Values*, John Wiley & Sons, Inc, New York.
Google Scholar

Baranchuk, N.; Dybvig, P. (2009). « Consensus in diverse corporate boards », *Review of Financial Studies*, Vol. 22, N° 2, p. 715-747.
Google Scholar https://doi.org/10.1093/rfs/hhn052

Bartram, S.; Brown, G.; Stulz, R. (2012). « Why Are U.S. Stocks More Volatile ? », *Journal of Finance*, Vol. 67, N° 4, p. 1329-1370.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01749.x

Berger, A.N.; Kick, T.; Schaeck, K. (2014). « Executive board composition and bank risk taking », *Journal of Corporate Finance*, Vol. 28, p. 48-65.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2013.11.006

Bernile, G.; Bhagwat, V.; Yonker, S. (2018). « Board diversity, firm risk, and corporate policies », *Journal of Financial Economics*, Vol. 127, N° 3, p. 588-612.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.12.009

Bertrand, M.; Mullainathan, S. (2003). « Enjoying the quiet life ? Managerial behavior following antitakeover legislation », *Journal of Political Economy*, Vol. 111, N° 11, p. 1043-1075.
Google Scholar https://doi.org/10.1086/376950

Blundell, R.; Bond, S. (1998). « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, Vol. 87, N° 1, p. 115-143.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8

Boncori, A-L. (2015). « Les dimensions de l'américanisation en question : modalités d'adoption de l'idéologie de la valeur actionnariale dans les rapports annuels d'entreprises du CAC 40 (1998-2012) », *Management international*, Vol. 19, N° 2, p. 203-225.
Google Scholar https://doi.org/10.7202/1030396ar

Bouwman, C. (2011). « Corporate governance propagation through overlapping directors », *Review of Financial Studies*, Vol. 24, N° 7, p. 2358-2394.
Google Scholar https://doi.org/10.1093/rfs/hhr034

Broye, G.; Schatt, A. (2003). « Sous-évaluation à l'introduction et cession d'actions par les actionnaires d'origine : le cas français », *Finance Contrôle Stratégie*, Vol. 6, N° 2, p. 67-89.
Google Scholar

Bucciol, A.; Miniaci, R. (2011). « Household portfolios and implicit risk preference », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, N° 4, p. 1235-1250.
Google Scholar https://doi.org/10.1162/REST_a_00138

Byrnes, J. P.; Miller, D.C.; Schafer, W.D. (1999). « Gender differences in risk taking : A meta- analysis », *Psychological Bulletin*, Vol. 125, N° 3, p. 367-383.
Google Scholar https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367

Cao, C.; Li, X.; Zeng, C. (2016). « Board Diversity, Inventor Collaboration, and Corporate Innovation ». *University of Manchester Unpublished working paper*.
Google Scholar

Carpenter, M.; Westphal, J. (2001). « The strategic context of external network ties : Examining the impact of director appointments on board involvement in strategic decision making », *The Academy of Management Journal*, Vol. 44, N° 4, p. 639-660.
Google Scholar https://doi.org/10.5465/3069408

Charreaux, G.; Wirtz, P. (2007). « Corporate Governance in France », *Cahier de recherche du FARGO*.
Google Scholar

Cheng, S. (2008). « Board size and the variability of corporate performance », *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, N° 1, p. 157-176.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.10.006

Dardour, A.; Boussaada, R. (2017). « CEO Compensation and State Ownership in French Listed Companies », *Management international*, Vol. 21, N° 2, p. 135-151.
Google Scholar https://doi.org/10.7202/1052693ar

Faccio, M.; Lang, L. (2002). « The ultimate ownership of Western European corporations », *Journal of financial economics*, Vol. 65, N° 3, p. 365-395.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00146-0

Faccio, M.; Marchica, M-T.; Mura, R. (2011). « Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-Taking », *Review of Financial Studies*, Vol.24, N° 11, p. 3601-3641.
Google Scholar https://doi.org/10.1093/rfs/hhr065

Farrell, K.; Hersch, P. (2005). « Additions to corporate boards : The effect of gender », *Journal of Corporate Finance*, Vol. 11, N° 1-2, p. 85-106.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2003.12.001

Fich, E.; Shivdasani, A. (2006). « Are busy boards effective monitors ? », *Journal of Finance*, Vol. 61, N° 2, p. 689-724.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00852.x

Francoeur, C.; Labelle, R.; Sinclair-Desgagne, B. (2008). Gender diversity in corporate governance and top management", *Journal of Business Ethics*, Vol. 81, N° 1, p. 83-95.
Google Scholar https://doi.org/10.1007/s10551-007-9482-5

Giannetti, M.; Zhao, M. (2016). « Board diversity and firm performance volatility », *Stockholm School of Economics, Unpublished working paper N° 462.*
Google Scholar

Golden, B.; Zajac, E. (2001). "When Will Boards Influence Strategy ?", *Strategic Management Journal*, Vol. 22, N° 12, p. 1087-1111.
Google Scholar https://doi.org/10.1002/smj.202

Grable, J. E.; McGill, S.; Britt, S. (2009). "Risk tolerance estimation bias : the age effect", *Journal of Business and Economics Research*, Vol. 7, N° 7, p. 1-12.
Google Scholar https://doi.org/10.19030/jber.v7i7.2308

Gray, S.; Nowland, J. (2017). « The diversity of expertise on corporate boards in Australia », *Accounting and Finance*, Vol. 57, N° 2, p. 429-463
Google Scholar https://doi.org/10.1111/acfi.12146

Hambrick, D.C.; Cho, T.S.; Chen, M. (1996). "The influence of top management team heterogeneity on firms' competitive moves ", *Administrative Science Quarterly*, Vol. 41, N° 4, pp. 659-684.
Google Scholar https://doi.org/10.2307/2393871

Harrison, D. A.; Price, K.H.; Bell, M.P. (1998). « Beyond relational demography : Time and the effects of surface- and deep-level diversity on work group cohesion », *Academy of Management Journal*, Vol. 41, N° 1, p. 96-107.
Google Scholar https://doi.org/10.5465/256901

Harrison, D. A.; Price, K.H.; Gavin, J.H.; Florey, A.T. (2002). « Time, teams, and task performance : changing effects of surface- and deep-level diversity on group functioning », *Academy of Management Joumal*, Vol. 45, N° 5, p. 1029-1045.
Google Scholar https://doi.org/10.5465/3069328

Hau, H.; Thum, M. (2009). « Subprime crisis and board (in-)competence : Private vs. public banks in Germany », *Economic Policy*, Vol. 24, N° 60, p. 701-751.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2009.00232.x

Hollandts, X.; Borodak, D.; Tichit, A. (2015). « Plus autonome ? L'évolution des structures de gouvernance des sociétés cotées françaises (1997-2008) », *Management international*, Vol. 19, N° 3, p. 47-64.
Google Scholar https://doi.org/10.7202/1043002ar

Hong, L.; Page, S. (2004). « Groups of diverse problem solvers can outperform groups of high-ability problem solvers », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 101, N° 46, p. 16385-89.
Google Scholar https://doi.org/10.1073/pnas.0403723101

Ivkovic, Z.; Weisbenner, S. (2005). « Local does as local is : Information content of the geography of individual investors' common stock investments », *Journal of Finance*, Vol. 60, N° 1, p. 267-306.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00730.x

Jehn, K. (1997). « A qualitative analysis of conflict types and dimensions in organizational groups », *Administrative Science Quarterly*, Vol. 42, N° 3, p. 530-557.
Google Scholar https://doi.org/10.2307/2393737

John, K.; Knyazeva, A.; Knyazeva, D. (2011). « Does geography matter ? Firm location and corporate payout policy », *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, N° 3, p. 533-551.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.014

John, K.; Litov, L.; Yeung, B. (2008). « Corporate governance and risk taking », *Journal of Finance*, Vol. 63, N° 4, p. 1679-1728.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01372.x

Josef, A.K.; Samanez-Larkin, G.R.; Hertwig, R.; Richter, D.; Wagner, G. G.; Mata, R. (2016). « Stability and change in risk-taking propensity across the adult life span », *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 111, N° 3, p. 430-450.
Google Scholar https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/pspp0000090

Joshi, A.; Roh, H. (2009). « The role of context in work team diversity research : A meta-analytic review », *Academy of Management Journal*, Vol. 52, N° 3, p. 599-627.
Google Scholar https://doi.org/10.5465/amj.2009.41331491

Khaw, K.; Liao, J. (2018). « Board gender diversity and its risk monitoring role : is it significant ? », *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, Vol. 14, N° 1, p. 83-106.
Google Scholar

Kirchmeyer, C. (1995). « Demographic similarity to the work group : A longitudinal study of managers at the early career stage », *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 16, N° 1, p. 67-83.
Google Scholar https://doi.org/10.1002/job.4030160109

Knyazeva, A.; Knyazeva, D.; Masulis, R. (2013). « The supply of corporate directors and board independence », *Review of Financial Studies*, Vol. 26, N° 6, p. 1561-1605.
Google Scholar https://doi.org/10.1093/rfs/hht020

La Porta R.; Lopez-de-Silanes F.; Shleifer A.; Vishny R. (1997). « Legal Determinants of External Finance », *Journal of Finance*, Vol. 52, N° 3, p. 1131-1150.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb02727.x

La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Shleifer, A.; Vishny, R. (2002). « Investor Protection and Corporate Valuation », *Journal of Finance*, Vol. 57, N° 3, p. 1147-1170.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/1540-6261.00457

Maati, J.; Maati-Sauvez, C. (2016). « L'hétérogénéité des administrateurs des entreprises cotées en France : influence de la complexité de la firme et de la latitude managériale et conséquences sur la performance financière », *Finance-Contrôle-Stratégie*, Vol. 19, N° 4, p. 1-29.
Google Scholar https://doi.org/10.4000/fcs.1846

Masulis, R.; Wang, C.; Xie, F. (2012). « Are foreign directors valuable advisors or ineffective monitors ? », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 53, N° 3, p. 527-54.
Google Scholar

Menkhoff, L.; Schmidt, U.; Brozynski, T. (2006). « The impact of experience on risk taking, overconfidence and herding of fund managers », *European Economic Review*, Vol. 50, N° 7, p. 1753-1766.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2005.08.001

Milliken, F.; Martins, L. (1996). « Searching for common threads : Understanding the multiple effects of diversity in organizational groups », *Academy of Management Review*, Vol. 21, N° 2, p. 402-433.
Google Scholar https://doi.org/10.5465/amr.1996.9605060217

Minton, B.A.; Taillard, J.P.; Williamson, R. (2014). « Financial expertise of the board, risk taking, and performance : Evidence from bank holding companies », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 49, N° 2, p. 351-380.
Google Scholar https://doi.org/10.1017/S0022109014000283

Moscovici, S.; Zavalloni, M. (1969). « The group as a polarizer of attitudes », *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 12, N° 2, p. 125-135.
Google Scholar https://doi.org/10.1037/h0027568

Navatte, P, (2016). « Comment lutter contre l'endogénéité dans les études empiriques de Corporate Finance ? », *Cahier de recherche*, Université de Rennes 1.
Google Scholar

Nekhili, M.; Nagati, H.; Chtioui, T.; Nekhili, A. (2017). « Gender-diverse board and the relevance of voluntary CSR reporting », *International Review of Financial Analysis*, Vol. 50, N ° C, p. 81-100.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.02.003

Nicholson, G. J.; Kiel, G.C. (2007). « Can directors impact performance ? A case-based test of three theories of corporate governance ", *Corporate Governance* : *An International Review*, Vol. 15, N° 4, p. 585-608.
Google Scholar https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2007.00590.x

O'Reilly, C.A.; Caldwell, D. F.; Barnett, W. P. (1989). « Work group demography, social integration, and turnover », *Administrative Science Quarterly*, Vol. 34, N° 1, p. 21-37.
Google Scholar https://doi.org/10.2307/2392984

Pelled, L.; Eisenhardt, K.; Xin, K. (1999). « Exploring the black box : An analysis of work group diversity, conflict, and performance », *Administrative Science Quarterly*, Vol. 44, N° 1, p. 1-28.
Google Scholar https://doi.org/10.2307/2667029

Priem, R.; Rasheed, A.; Kotulic, A. (1995). « Rationality in strategic decision processes, environmental dynamism and firm performance », *Journal of Management*, Vol. 21, N° 5, p. 913-929.
Google Scholar https://doi.org/10.1177/014920639502100506

Rosen, A.B.; Tsai, J. S.; Downs, S.M. (2003). « Variations in risk attitude across race, gender, and education », *Medical Decision Making*, Vol. 23, N° 6, p. 511-517.
Google Scholar https://doi.org/10.1177/0272989X03258431

Sah, R.; Stiglitz, J. (1986). « The architecture of economic systems : Hierarchies and polyarchies », *American Economic Review*, Vol. 76, N° 4, p. 716-727.
Google Scholar

Sah, R.; Stiglitz, J. (1991). « The quality of managers in centralized versus decentralized organizations », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, N° 1, p. 289-295.
Google Scholar https://doi.org/10.2307/2937917

Sila, V.; Gonzalez, A.; Hagendorff, J. (2016). « Women on board : Does boardroom gender diversity affect firm risk ? », *Journal of Corporate Finance*, Vol. 36, p. 26-53.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.10.003

Sunden, A.; Surette, B. (1998). « Gender differences in the allocation of assets in retirement savings plans », *American Economic Review*, Vol. 88, N° 2, p. 207-211.
Google Scholar

Tunc, A. (1996). « Le Rapport Viénot sur le conseil d'administration des sociétés cotées », *Revue internationale de droit comparé*, Vol. 48, N° 3, p. 647-655.
Google Scholar https://doi.org/10.3406/ridc.1996.5262

Webber, S.S.; Donahue, L.M. (2001). « Impact of highly and less job-related diversity on work group cohesion and performance : A meta-analysis », *Journal of Management*, Vol. 27, N° 2, p. 141-162.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/S0149-2063(00)00093-3

Wiersema, M.F.; Bantel, K.A. (1992). « Top management team demography and corporate strategic change », *Academy of Management Journal*, Vol. 35, N° 1, p. 91-121.
Google Scholar https://doi.org/10.5465/256474

Williams, K. Y.; O'Reilly, C.A. (1998). « Demography and diversity in organizations : A review of 40 years of research », *Research in Organizational Behavior*, Vol. 20, p. 77-140.
Google Scholar

Windmeijer, F. (2005), « A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators », *Journal of Econometrics*, Vol. 126, N° 1, p. 25-51.
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005

Wintoki, M. B.; Linck, J. S.; Netter, J.M.. (2012), « Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance », *Journal of Financial Economics*, Vol. 105, N° 3, p. 581-606
Google Scholar https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.03.005

Wirtz, P. (2006). « Compétences, conflits et création de valeur : vers une approche intégrée de la gouvernance », *Finance Contrôle Stratégie*, Vol. 9, N° 2, p. 187-221.
Google Scholar

ANNEXE 1

Panélisation

Année	2012	2013	2014	2015	2016	Total
Compartiment A	116	128	130	138	132	644
Compartiment B	119	122	117	118	135	611
Compartiment C	265	247	227	219	195	1 153
Total 1	**500**	**497**	**474**	**475**	**462**	**2 408**
Secteurs 44 et 45, A	11	11	11	9	9	51
Secteurs 44 et 45, B	5	5	4	4	1	19
Secteurs 44 et 45, C	11	11	10	11	1	44
Identités manquantes						34
Panélisation						1 190
Total 2						**1 070**

Selon la typologie FF-49, les secteurs 44 et 45 regroupent respectivement les banques et compagnies d'assurance. Identités manquantes : nombre de firmes-années pour lesquelles l'identité des membres du CA n'est pas spécifiée dans Factset. Panélisation : nombre de firmes-années éliminées en raison de l'absence d'au moins une observation, pour une entreprise donnée, entre 2012 et 2016.

ANNEXE 2

Définition et mesure des variables

Nom de la variable	Définition
Mesure du risque	
VolatTotQuot	√252 × s(rentabilités quotidiennes des actions sur 1 an)
VolatTotQuotAdj	√252 × s(rentabilités quotidiennes des actions ajustées de la rentabilité quotidienne de l'indice CAC All-Tradable sur 1 an)
VolatTotMensuel	√12 × s(rentabilités mensuelles des actions sur 1 an)
VolatTotMensuelAdj	√12 × s(rentabilités mensuelles des actions ajustées de la rentabilité mensuelle de l'indice CAC All-Tradable sur 1 an)
VolatIdioQuot	Risque idiosyncratique quotidien : √252 × s(rentabilité excédentaire quotidienne). Il est obtenu par différence entre le risque total et le risque systématique dont les paramètres sont calculés l'année précédente à partir du modèle de marché basé sur l'indice CAC All-Tradable
VolatIdioMensuel	Risque idiosyncratique mensuel : √12 × s(rentabilité excédentaire mensuelle). Il est calculé de façon analogue à VolatIdioQuot
Diversité des administrateurs	
EtAgeAdm	σ(âge des administrateurs)
StEtAgeAdm	EtAgeAdm standardisé
% Fem	proportion d'administratrices
St %Fem	%Fem standardisé
DivSurf	diversité de surface : St %Fem + StEtAgeAdm
EtNbMandats	σ(nombre de mandats détenus par chaque administrateur)
StEtNbMandats	EtNbMandats standardisé
BlauDip	indice de Blau du domaine du diplôme des administrateurs : Gestion, Technique, État, Divers
StBlauDip	BlauDip standardisé
BlauExpFin	indice de Blau de l'expérience financière des administrateurs
StBlauExpFin	BlauExpFin standardisé
DivProf	diversité profonde : StEtNbMandats + StBlauDip + StBlauExpFin
ComposantDiv	Composant de la diversité : St %Fem, StEtAgeAdm, StEtNbMandats, StBlauDip, StBlauExpFin
Div	diversité : **DivSurf + DivProf**
Caractéristiques de la firme	
Actif	vc actif (millions EUR)
LnActif	Ln (Actif)
Levier	vc dette financière/(vc dette financière + vm actions)
Dette/Actif	(vc dette financière - vc trésorerie d'actif)/(vc dette financière + vc actions)
MtoB	vm actions/vc actions
SupMtoB	= 1 si MtoB de la firme > médiane (MtoB), 0 sinon

ANNEXE 2

Définition et mesure des variables

Nom de la variable	Définition
Treso/Actif	vc trésorerie d'actif/Actif
ActifTang/Actif	vc actifs tangibles/Actif
R&D/Actif	vc frais de R&D/Actif
BinR&D/Actif	= 1 si R&D/Actif > 0, 0 sinon
Capex/Actif	dépenses d'investissement/Actif
BinDivid	= 1 si la firme distribue des dividendes durant l'année, 0 sinon
Dividendes/cs	dividendes/vc actions
AgeFirme	Nombre d'année depuis la création de la société
LnAgeFirme	Ln (1 + AgeFirme)
Qtobin	(vm actions + vc dette et des actions préférentielles)/vc actif
LnQtobin	Ln (Qtobin)
Caractéristiques du dirigeant et du CA	
TailleCA	Nombre d'administrateurs
LnTailleCA	Ln (TailleCA)
AncAdm	Ancienneté moyenne des administrateurs exprimée en année
SupAncAdm	= 1 si AncAdm > médiane (AncAdm), 0 sinon
LnAgeAdm	Ln (âge moyen des membres du CA)
BinPDG	= 1 si le Directeur Général est aussi Président du CA, 0 sinon
AncPdg	Ancienneté du PDG dans ses fonctions exprimée en année
LnAncPdg	Ln (1 + AncPdg)
PartPdg	Part des droits de vote du PDG et de sa famille
DependCA	= (1 — nombre d'administrateurs indépendants)/TailleCA
SupDependCA	= 1 si DependCA de la firme > médiane (DependCA), 0 sinon
Caractéristiques économiques	
NbFoyers	Nombre de foyers fiscaux à revenu supérieur à 100 000 EUR en N-1 dans le département où est situé le siège social de la firme
CroissPopul	Taux de croissance annuel de la population du département où est situé le siège social de la firme
LnPopul	Ln (population du département où est situé le siège social de la firme)
NbFirmes	Nombre de firmes ayant plus de 1 000 salariés en N-1 dont le siège social est situé dans le même département que la firme
CacVix	Indice CAC Vix annuel
SupCacVix	= 1 si CacVix > médiane (CacVix), 0 sinon

vc : valeur comptable; vm : valeur de marché; σ : écart-type

ANNEXE 3

Méthodologie de construction de l'indice de diversité

Dans un premier temps, dans la dimension « individus » et pour chaque firme-année, nous recueillons pour chaque membre du CA l'information relative à ses caractéristiques démographiques : son genre et son âge. À la différence des études portant sur le marché américain, nous ne pouvons incorporer la diversité ethnique puisqu'aucune statistique ne peut légalement être publiée à ce propos en France. Le genre est mesuré avec une variable binaire selon le sexe de l'administrateur. L'âge des administrateurs est mesuré en années.

Nous collectons aussi l'information portant sur les caractéristiques cognitives de chaque administrateur : nombre total de mandats d'administrateur qu'il détient dans ou en dehors du panel de sociétés, diplômes et possible expérience financière. Les mandats multiples se rapportent au nombre de mandats d'administrateur dans différentes sociétés détenus par les membres du CA. La formation de chaque administrateur est mesurée par une variable pouvant prendre quatre valeurs (non hiérarchisées) selon que le diplôme obtenu est du ressort de la Gestion (MBA et diplômes des établissements formant spécifiquement à la gestion : écoles de commerce, IAE et assimilés); de la Technologie (diplômes délivrés par les écoles d'ingénieurs, universités et instituts de technologie); de l'Administration (diplômes délivrés par l'ENA, les IEP, Sciences Po, Ecole Nationale de la Magistrature, etc.); ou Divers (diplômes délivrés par les autres universités et « *colleges* »). Factset répertorie au maximum deux diplômes par individu. Si tel est le cas, l'individu est comptabilisé deux fois. A l'instar d'Anderson *et al.* (2011) et Kim (2014), notre perspective vise à placer au cœur de la réflexion la finalité éducative du diplôme (par regroupement) de laquelle découle une culture spécifique afin de mesurer la dispersion de culture des administrateurs. L'expérience financière est mesurée au travers d'une variable binaire égale à l'unité (zéro sinon) lorsque l'administrateur peut se prévaloir d'une expérience à caractère financier s'il a exercé une fonction dans ce domaine (directeur financier, trésorier, etc.) ou travaillé dans une organisation à caractère financier (codes SIC 601 à 628, 671 à 672).

Dans un second temps, nous calculons des statistiques dans la dimension « sociétés » au niveau de chaque firme-année : proportion de femmes présentes au CA (%Fem) et écart-type de l'âge des administrateurs (EtAge) pour la diversité de surface. La proportion de femmes est préférée à l'indice de Blau pour mesurer la dispersion compte tenu de la nature des données, afin d'éviter un biais découlant de la faible proportion de femmes. L'écart-type de l'âge est aussi préféré à l'indice de Blau qui suppose de déterminer des classes d'âge sans réel fondement scientifique. Pour mesurer la diversité profonde par CA sont calculés l'écart-type du nombre de mandats d'administrateur détenus par les administrateurs (EtNbMandats), l'indice de Blau de la nature du diplôme (BlauDip) et enfin l'indice de Blau de l'expérience financière des administrateurs (BlauExpFin). L'indice de Blau est utilisé de préférence à l'indice d'Herfindhal afin de pouvoir agréger sa valeur aux autres composants de l'indice de diversité et avoir un indice croissant avec la diversité du CA.

Dans un troisième temps sont calculés, année par année, la moyenne et l'écart-type de chacune des 5 variables pour toutes les sociétés du panel afin d'obtenir pour chaque firme-année la valeur standardisée des cinq variables. Par exemple pour la société Air France-KLM en 2012 est calculée la proportion standardisée de femmes en soustrayant à la proportion de femmes sa moyenne pour toutes les sociétés du panel en 2012, le tout rapporté à l'écart-type de cette variable pour ces mêmes sociétés.

Dans un dernier temps sont calculés l'indice de diversité de surface (DivSurf) - par cumul de la proportion standardisée de femmes et de la valeur standardisée de l'écart-type de l'âge - et profonde (DivProf) en agrégeant la valeur standardisée de l'écart-type du nombre de mandats d'administrateurs aux indices de Blau de la nature du diplôme et de l'expérience financière. L'indice de diversité du CA (Div) cumule les valeurs des deux indices précédents, tous étant équipondérés puisqu'aucun argument de la littérature académique ne permet d'envisager une démarche alternative.

ANNEXE 4

Justification de la variable instrumentale

La variable instrumentale est le nombre de firmes de plus de 1 000 salariés situées dans le même département que la firme en N-1. Ce choix méthodologique s'inscrit dans le courant de recherche estimant que la composition du CA est influencée par la localisation de la firme (Knyazeva *et al.*, 2013; Gray et Nowland, 2017). Cette dimension spatiale a été analysée dans d'autres contextes financiers : effets de la distance sur la collecte d'informations et le suivi par les investisseurs (Ivkovic et Weisbenner, 2005) notamment et sur les rémunérations versées par les firmes (John *et al.*, 2011). La logique de notre approche se base sur l'argument de Knyazeva *et al.* (2013) pour qui les cadres sont soumis à d'importantes contraintes temporelles car ils exercent pour la plupart des fonctions à plein temps. Devenir administrateur d'une autre entreprise génère des coûts moindres lorsque celle-ci est locale. Outre la minimisation des frais de transport, la proximité amoindrit le temps et l'énergie nécessaires pour exercer les fonctions d'administrateur (réunions du CA et travail sur les dossiers). Pour les entreprises, un recrutement local est aussi probablement plus attrayant car la firme dispose d'une information plus riche et plus fiable sur les qualités des candidats potentiels. Les obstacles rencontrés par les entreprises s'en trouvent vraisemblablement réduits et elles sont aussi plus attractives aux yeux des candidats locaux.

Empiriquement sur le marché américain, un individu est plus susceptible de devenir administrateur d'une firme donnée s'il l'est déjà dans une firme de la même localité ou dans une entreprise ayant un administrateur commun avec la firme considérée (Bouwman, 2011). Les administrateurs indépendants étrangers sont moins assidus aux réunions du CA et les entreprises ayant des administrateurs étrangers tendent à offrir une rémunération excédentaire au PDG et affichent de moins bonnes performances (Masulis *et al.*, 2012). Les administrateurs locaux indépendants sont mieux informés, même s'ils semblent moins efficaces en tant que contrôleurs, peut-être en raison d'une plus grande dépendance sociale (Masulis *et al.*, 2012). Ils réduisent la rémunération des PDG mais aussi la sensibilité du turnover à la performance (Alam *et al.*, 2014). Pour Knyazeva *et al.* (2013), l'offre locale de candidats au poste d'administrateur influe fortement sur la structure du CA. Les entreprises proches des plus grands bassins d'administrateurs potentiels ont un pourcentage plus élevé d'administrateurs indépendants employés localement. Bernile *et al.* estiment aussi que les coûts personnels des administrateurs diminuent avec la disponibilité de vols sans escale leur permettant de se rendre aux réunions du CA.

Notre variable instrumentale, premièrement, s'intéresse au segment élargi des cadres locaux et pas seulement à celui des PDG, afin d'avoir un éventail plus ample d'experts au sein du pool d'administrateurs locaux potentiels. Deuxièmement, elle prend en considération les banques, compagnies d'assurance et sociétés financières puisque les CA recrutent aussi en leur sein. Troisièmement, la mesure écarte les petites entreprises car les compétences de leurs cadres attirent probablement moins les sociétés cotées de par le type de responsabilités assumées, éloignées de celles exercées par les cadres de grandes firmes. Quatrièmement, cette mesure suppose que le domicile personnel des administrateurs potentiels soit à proximité du siège social de l'entreprise où ils exercent leur fonction de cadre, ce qui est plausible compte tenu des coûts supportés par les cadres. Cinquièmement, cette mesure est une variable instrumentale attractive lorsque l'on s'intéresse au recrutement direct d'administrateurs externes. Il en est de même pour le recrutement indirect d'administrateurs internes, c'est-à-dire de personnes embauchées en tant que cadre et qui peuvent être promues par la suite au sein du CA une fois leurs qualités reconnues.